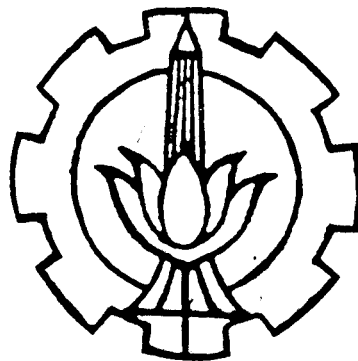


3859/IT/14/91 ✓

**ANALISA TIME SERIES
PENJUALAN PRODUK TEGEL DAN BATAKO
DI PABRIK TEGEL DAN HOLLOWBRICK
CV. WM & Co ROMO SUKOMULYO GRESIK**

TUGAS AKHIR

PERPUSTAKAAN	
I T	
Tgl Terima	26-2-91
No. Revisi	H.
No. Stempel	253/1A

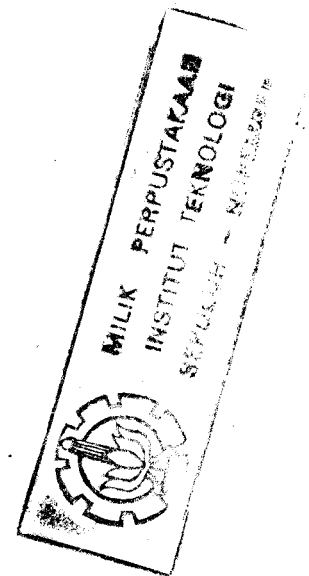


RPM
519.55
Yag
a-2
1990

Oleh :

KHUSNUL YAQIN

NRP. 1861500192



**PROGRAM DIPLOMA III STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
S U R A B A Y A**

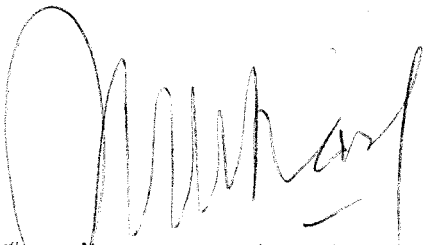
1990

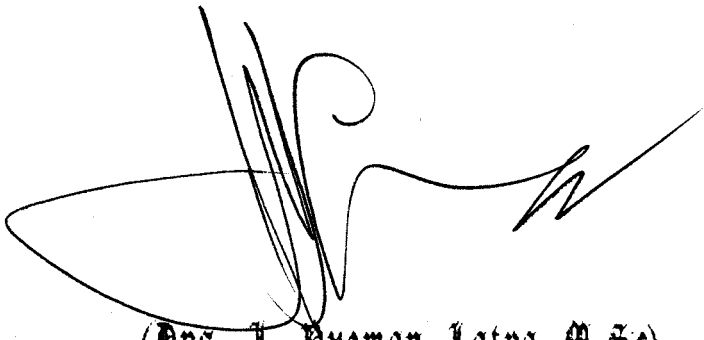
LEMBAR PENGESAHAN

Menyetujui

Pembimbing II

Pembimbing I

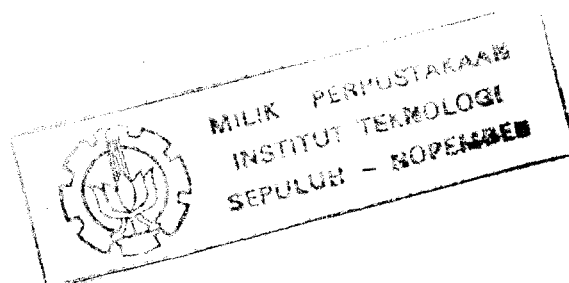

(Ir. Mutiah Salamah Fauzi)


(Drs. I. Nyoman Latra M.Sc)

Mengetahui



(Drs. Slamet Mulyono M.Sc Ph.D)



ABSTRAK

ANALISA TIME SERIES PADA REALISASI PENJUALAN PRODUK BATAKO DAN TEGEL DI CV. WM & CO

Seiring dengan laju perkembangan dunia usaha dan industri di Indonesia secara cermat, maka akan segera terlihat bahwa sebagian besar usaha yang dilakukan oleh pengusaha kecil sangat tinggi jumlahnya wilayah penyebarannya pun sangat luas bahkan di seluruh kota di Indonesia terdapat usaha industri, namun secara tidak sadar mereka tidak mengindahkan penggunaan manajemen ilmiah sebagai cara dalam pengambilan keputusannya.

Situasi semacam ini khususnya menimpa perusahaan tegel CV. WM & Co, dimana perusahaan ini menggunakan peralatan-peralatan yang masih sederhana dan produk yang dihasilkan merupakan consumer goods, ikut merasakan betapa besar pengaruh dengan adanya perusahaan-perusahaan tegel yang menggunakan alat-alat dan perlengkapan yang lebih modern baik ditinjau dari segi kuantitas, kualitas maupun dari segi persaingan harganya. Dengan adanya kemajuan perusahaan industri tegel,

Kenyataan ini perlu diimbangi dengan suatu cara bagaimana pengaturan jumlah produksi dan realisasi penjualan yang terjadi, di sini dicoba melakukan pendekatan dengan mempelajari pola penjualan produksi Batako dan Tegel dari perusahaan tersebut.

Dari serangkaian analisa secara Time Series didapatkan model realisasi penjualan Batako dan tegel yaitu sebagai berikut :

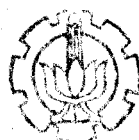
Model penjualan produk Tegel mingguan adalah :

$$Z_t = 7,4802 + 0,83861Z_{t-1} + a_t - 0,74983a_{t-1}$$

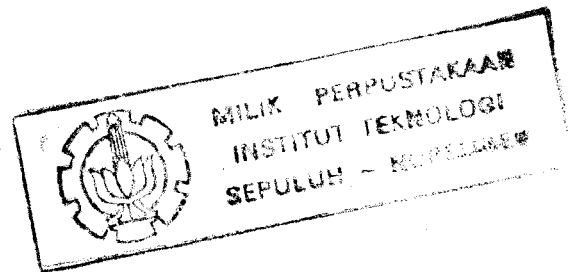
Model penjualan produk Batako mingguan adalah :

$$Z_t = 11,9685 + 0,74046Z_{t-1} + a_t - 0,56446a_{t-1} + 0,28471a_{t-6} - 0,1607a_{t-7}$$

Khusnul Yaqin
1861500192



MILIK PERPUSTAKAAN
INSTITUT TEKNOLOGI
SEPULUH - NOPEMBER



KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran ALLAH SWT atas segala rahmat dan karunia-Nya, sehingga kami dapat menyelesaikan Tugas Akhir kami yang kami kerjakan dengan mengambil data di Pabrik Tegel dan Batako CV. WM & Co.

Tugas Akhir ini merupakan salah satu syarat untuk menyelesaikan studi bagi mahasiswa Diploma III Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya dan sebagai pemberian informasi kami kepada perusahaan Tegel dan batako CV.WM & Co.

Dengan segala kerendahan hati kepada semua pihak yang telah membantu dalam penulisan laporan ini kami ucapkan terima kasih, secara khusus kami sampaikan penghargaan dan rasaterima kasih kepada :

1. Bapak Drs. Slamet Mulyono MSc, PHD. selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS.
2. Bapak Drs. I Nyoman Latra MSc, yang telah memberikan bimbingan dengan penuh kesabaran kepada kami.
3. Ibu Ir. Mutiah Salamah Fauzi, selaku pembimbing II.

Dengan menyadari akan keterbatasan yang ada pada kami, maka apabila dalam penulisan Tugas Akhir ini terdapat

Kekurangan, kami mengharap agar pembaca bersedia memaklumi
serta bersedia memberikan petunjuk dan saran-saran.

semoga tulisan yang sederhana ini bermanfaat bagi
semua.

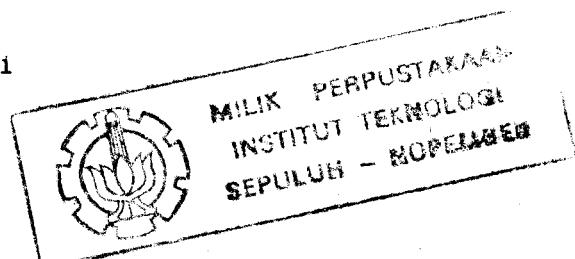
Penyusun.

Khusnul Yaqin



DAFTAR ISI

LEMBAR PENGESAHAN	1
ABSTRAK	iii
KATA PENGANTAR	iv
DAFTAR ISI	vi
DAFTAR TABEL	ix
BAB I PENDAHULUAN	
1.1. Latar Belakang	I-1
1.2. Permasalahan	I-3
1.3. Tujuan Penulisan	I-3
1.4. Pengumpulan Data	I-3
1.5. Assumsi Dan Batasan Dari Penelitian ...	I-4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1. Pengertian Deret Waktu	II-1
2.2. Kestasioneran Deret waktu	II-2
2.3. Autokorelasi	II-3
2.4. Model Autoregressive (AR)	II-4
2.5. Model Moving Average (MA)	II-5
2.6. Model Autoregressive dan Moving Average (ARMA)	II-7
2.7. Model Integrated	II-8
2.8. Model ARIMA Multiplikatif	II-9
2.9. Strategi Pembentukan Model	II-11
2.9.1. Identifikasi	II-12
2.9.2. Taksiran Parameter	II-15
2.9.3. Diagnostik Cek	II-19



2.10. Overfitting	II-20
2.11. Evaluasi Peramalan	II-20
2.12. Cek Kenormalan dari Residual	II-21
2.13. Peramalan	II-21
BAB III ANALISIS	
3.1. Analisis Time Series Data Penjualan Produk Tegel	III-1
3.1.1. Identifikasi	III-1
3.1.2. Perumusan Model	III-2
3.1.3. Penaksiran Parameter Model ARIMA(0,0,0)(1,0,0)18	III-2
3.1.4. Pengujian Parameter Model ARIMA(0,0,0)(1,0,0)18	III-2
3.1.5. Diagnostik Cek	III-3
3.1.6. Evaluasi Peramalan	III-5
3.1.7. Overfitting	III-5
3.2. Analisis Time Series Data Penjualan Produk Batako	III-8
3.2.1. Identifikasi	III-8
3.2.2. Perumusan Model	III-9
3.2.3. Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,1)(0,0,1)6	III-10
3.2.4. Pengujian Parameter Model ARIMA(1,0,1)(0,0,1)6	III-10
3.2.5. Diagnostik Cek	III-12
3.2.6. Evaluasi Peramalan	III-13
3.2.7. Overfitting	III-14



BAB IV PEMBAHASAN

4.1. Pembahasan Model Time Series Data Penjualan Tegel	
.....	IV-1
4.2. Pembahasan Model Time Series Data Penjualan Batako	
.....	IV-2

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan	V-1
5.2. Saran-saran	V-2

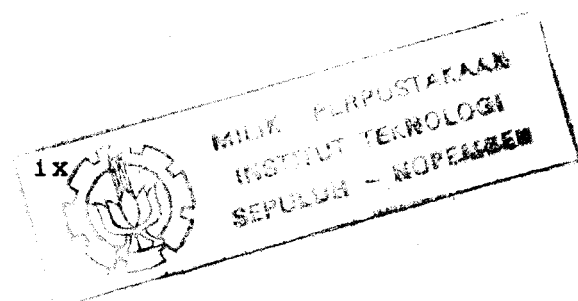
DAFTAR PUSTAKA

LAMPIRAN



DAFTAR TABEL

	Hal
Tabel (3.1) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(0,0,0)(1,0,0) ¹⁸	III-2
Tabel (3.2) Evaluasi Peramalan Dengan Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0) ¹⁸	III-5
Tabel (3.3) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,2)	III-6
Tabel (3.4) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,1)(0,0,1) ⁶	III-10
Tabel (3.5) Evaluasi Peramalan Dengan Model ARIMA (1,0,1)(0,0,1) ⁶	III-14
Tabel (3.6) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,1)	III-15
Tabel (3.7) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,0)(0,0,1) ⁶	III-15
Tabel (4.1) Peramalan Model ARIMA(0,0,0)(1,0,0) ¹⁸ Data Realisasi Penjualan Tegel Di tahun 1989	IV-2
Tabel (4.2) Peramalan Model ARIMA(1,0,1)(0,0,1) ⁶ Data Realisasi Penjualan Batako Di tahun 1989	IV-2



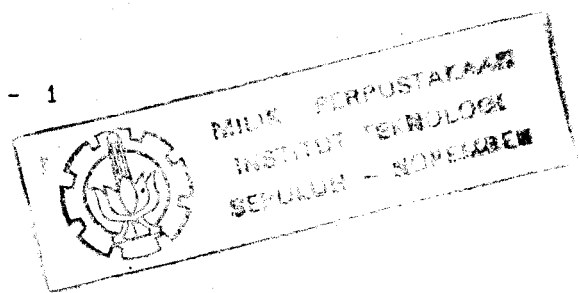
B A B I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Seiring dengan laju perkembangan dunia usaha dan industri di Indonesia secara cermat, maka akan segera terwujud bahwa sebgaiian besar usaha yang dilakukan oleh pengusaha kecil sangat tinggi jumlahnya wilayah penyebarannyaupun sangat luas bahkan di seluruh kota di Indonesia terdapat uasaha industri, namun secara tidak sadar mereka tidak mengindahkan penggunaan teori manajemen sebagai cara dalam pengambilan keputusannya.

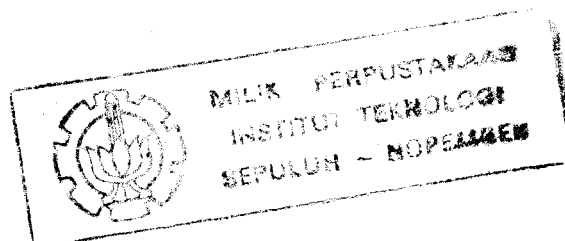
Oleh karena program pemerintah dalam pelita V ini juga memberikan perhatian yang cukup besar dalam rangka dalam rangka pengembangan industri kecil di Indonesia, karena dengan adanya motivasi dari pemerintah maka dirasa baik pengolahan maupun pemasaran hasil produksinya sehingga benar-benar nampak betapa pentingnya peranan industri kecil di Indonesia ini, tetapi dengan adanya perusahaan-perusahaan besar yang menggunakan teknologi canggih telah membawa pengaruh yang cukup besar terhadap perkembangan industri-industri kecil yang antara lain makin terdesaknya industri kecil, situasi semacam ini khususnya menimpa perusahaan tegel CV. WM & Co, di mana perusahaan ini menggunakan



peralatan-peralatan yang masih sederhana dan produk dihasilkan merupakan kebutuhan umum, perusahaan ini juga ikut merasakan betapa besar pengaruhnya terhadap perusahaan-perusahaan tegel yang menggunakan alat-alat dan perlengkapan yang lebih modern baik ditinjau dari segi kuantitas, kualitas maupun dari segi persaingan harganya. Dengan adanya kemajuan perusahaan industri tegel, maka makin banyak pula pengusaha-pengusaha baru terutama perusahaan industri tegel yang menggunakan peralatan sederhana, dengan demikian perusahaan tegel CV. WM & Co telah menghadapi beberapa tantangan dalam memasarkan hasil produksinya.

Pemasaran adalah suatu kegiatan di dalam mengkoordinasikan dan mengintegrasikan 4 buah komponen yaitu : produk, harga, distribusi dan promosi dengan tujuan memperoleh keuntungan melalui kepuasan konsumen/pasar tidak mengabaikan kepentingan pemilik (pemegang saham, aparat distribusi dan pihak-pihak yang terkait dengan perusahaan). Oleh karena itu kegiatan pemasaran harus direncanakan, diorganisir, dilaksanakan, serta dikendalikan sehingga keuntungan perusahaan bisa dikendalikan, di lain pihak konsumen, pemilik, aparat distribusi serta semua komponen yang terkait bisa terpuaskan.

Salah satu cara untuk memuaskan konsumen adalah dengan mengendalikan barang sesuai dengan kebutuhan dan tepat pada waktu dibutuhkan oleh konsumen. untuk itu sangatlah perlu diadakan pendekatan-pendekatan yang bersifat



probabilistik mengingat dengan pendekatan tersebut estimasi parameter akan lebih sesuai, karena pendekatan tersebut memakai azas ketidakpastian di dalam menganalisa kejadian,

1. 2. Permasalahan

Berdasar latar belakang di atas, maka timbul permasalahan yaitu :

1. Perlu diketahui fluktuasi penjualan mingguan, sehingga pola penjualan dapat dipelajari.
2. Informasi banyaknya penjualan akan suatu produk pada waktu yang akan datang perlu diketahui, sehingga dapat dilakukan langkah-langkah untuk mengatasinya.

1. 3. Tujuan Penelitian

Tujuan penelitian ditinjau dari permasalahan yang ada di atas untuk menentukan model peramalan dari realisasi penjualan mingguan produksi Batako dan Tegel, yang nantinya model itu sangat berguna untuk meramalkan penjualan di masa yang akan datang.

1. 4. Pengumpulan Data

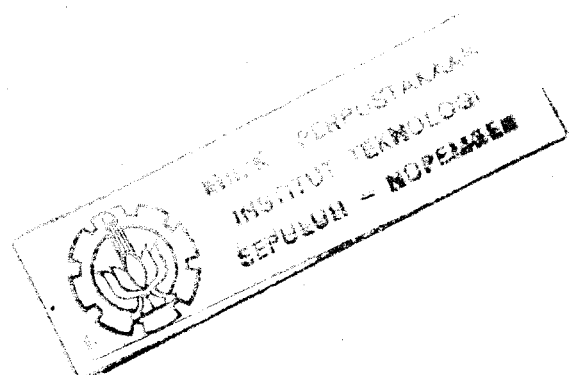
Dalam penelitian ini data diambil dan disuting dari bagian administrasi perusahaan tersebut, data tersebut berupa :

- Realisasi penjualan mingguan produksi Batako, disuting mulai minggu pertama bulan februari 1987 sampai minggu terakhir bulan Oktober 1989.

- Realisasi penjualan mingguan produksi Tegel, disuting mulai minggu pertama bulan februari 1987 sampai minggu terakhir bulan Oktober 1989.

1. 5. Asumsi dan Batasan Dari Penelitian.

Dalam penelitian ini batasan yang harus dipenuhi adalah bahwa data tegel yang diedit adalah tegel jenis polos semua warna, dengan alasan bahwa oplah penjualan tegel polos relatif tinggi.



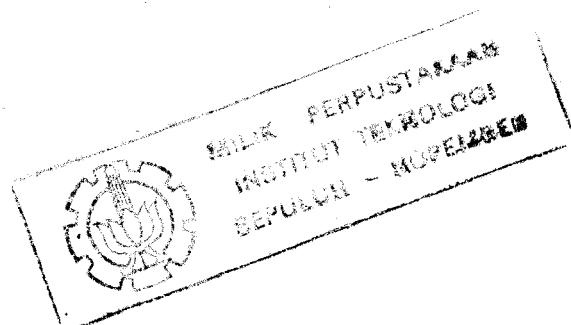
BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

3.1 Pengertian Deret Waktu

Deret waktu adalah barisan nilai-nilai pengamatan yang dicatat dalam selang waktu yang sama. Pencatatannya berlangsung dari waktu ke waktu secara berurutan, nilai pengamatannya mempunyai pola yang saling bergantung, artinya nilai pengamatan pada suatu waktu bergantung atau tidak lepas dari pengamatan waktu sebelumnya. Deret waktu tersebut dapat dipandang sebagai realisasi proses stokastik artinya setiap urutan pengamatannya berasal dari suatu variabel random yang mempunyai distribusi tertentu. Secara umum, deret waktu pada saat t_1, t_2, \dots, t_n dapat digambarkan sebagai variabel random berdimensi n , $(Y_{t1}, Y_{t2}, \dots, Y_{tn})$, dengan fungsi distribusi bersama $P(Y_{t1}, Y_{t2}, \dots, Y_{tn})$.

Karena deret waktu merupakan variabel random, maka pada satu gugus waktu t_1, t_2, \dots, t_n akan mungkin muncul lebih dari satu gugus pengamatan yang disebut dengan variabel random $(Y_{t1}, Y_{t2}, \dots, Y_{tn})$. Meskipun demikian pada umumnya hanya mungkin diamati satu gugus pengamatan satu gugus waktu tertentu. Dengan kata lain deret waktu yang diamati hanya merupakan salah satu realisasi suatu proses stokastik.



Pada umumnya perhatian utama dalam analisa deret waktu bukan pada titik waktu pengamatan t_1 , melainkan pada urutan waktu pengamatan. Karena itu, deret waktu yang diamati pada waktu t_1, t_2, \dots, t_n dapat dicatat sebagai Y_t , sedangkan t merupakan urutan waktu pengamatan yaitu $t = 1, 2, \dots, n$.

3.2 Kestationeran Deret Waktu

Deret waktu dikatakan stationer jika bentuk fungsi distribusi gabungan dari pengamatan $Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+m}$ pada waktu ke $t, t+1, \dots, t+m$ sama dengan bentuk fungsi distribusi gabungan dari pengamatan $Y_{t+k}, Y_{t+k+1}, \dots, Y_{t+k+m}$. Dengan kata lain

$$P(Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+m}) = P(Y_{t+k}, Y_{t+k+1}, \dots, Y_{t+k+m}) \quad 1$$

untuk sembarang nilai t, k dan m . Dalam Box dan Jenkins (1976), deret waktu yang memenuhi syarat ini dikatakan bersifat "stationer kuat".

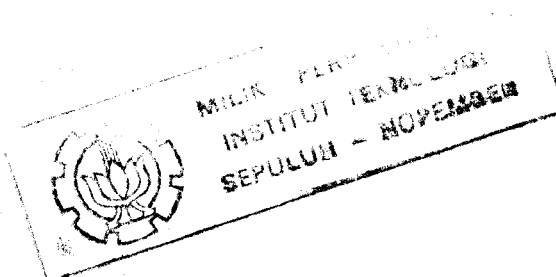
Jika suatu deret waktu bersifat stationer kuat, maka mean dan variansnya juga tidak terpengaruh oleh waktu pengamatan, sehingga

$$E(Y_t) = E(Y_{t+k}) = \mu \quad 2$$

$$E(Y_t - \mu)^2 = E(Y_{t+k} - \mu)^2 = \sigma^2 \quad 3$$

$$E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = E[(Y_{t+m} - \mu)(Y_{t+k+m} - \mu)] = \partial k \quad 4$$

untuk sembarang nilai t, k dan m .



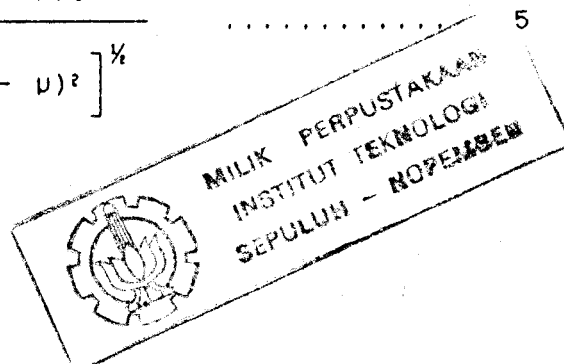
Ketiga persamaan terakhir ini dapat ditafsirkan bahwa deret waktu Y_t akan berfluktuasi disekitar mean dan varians yang tetap. Deret waktu yang demikian dikatakan bersifat stationer dalam mean dan varians. Selanjutnya, k disebut autokovarians dengan waktu ketertinggalan k . Besaran ini tidak tergantung pada waktu t , tetapi tergantung pada k . Hubungan autokovarians sebagai fungsi dari k ini dikenal dengan nama fungsi autokovarians. Jika beberapa variabel random mempunyai distribusi normal, maka seluruh informasi tentang distribusinya dapat diterangkan oleh mean, varians dan autokovarians. Oleh karena itu jika deret waktu yang diamati berasal dari variabel random normal, maka deret tersebut sudah dapat dikatakan sebagai deret stationer asal mempunyai rata-rata, varians dan autokovarians yang sama untuk sembarang waktu pengamatan.

Untuk melihat apakah suatu deret waktu bisa dikatakan sebagai deret waktu yang stasioner, dapat dilihat dari plot data deret waktu tersebut dan plot penaksiran autokorelasi serta plot parsial autokorelasinya.

2.3 Autokorelasi

Keeratan hubungan antara dua variabel deret waktu yang mempunyai selisih waktu k diukur dengan suatu besaran yang dinamakan autokorelasi dengan waktu ketertinggalan (lag) k . Besaran ini didefinisikan sebagai

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{[E(Y_t - \mu)^2 E(Y_{t+k} - \mu)^2]^{1/2}} \dots\dots\dots 5$$



Jika deret waktu Y_t bersifat stationer, maka $\sigma^2 = \sigma_0$ jadi

$$E(Y_t - \mu)^2 = E(Y_{t+k} - \mu)^2 = \sigma^2$$

sehingga persamaan 5 menjadi

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{\sigma^2} \dots\dots\dots 6$$

atau

$$\rho_k = \frac{\partial_k}{\partial_0} \dots\dots\dots 7$$

Hubungan autokorelasi sebagai fungsi dari k disebut fungsi autokorelasi. Fungsi ini merupakan salah satu sumber informasi yang cukup penting mengenai sifat-sifat deret waktu.

3.4 Model Autoregressive (AR)

Model autoregressive berordo p , disingkat $AR(p)$ atau $ARIMA(p, 0, 0)$ adalah menyatakan suatu observasi yang dinyatakan sebagai kombinasi linier dari observasi sebelumnya sepanjang p periode. Secara umum dapat dinyatakan sebagai

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t$$

atau

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - \dots - \phi_p Y_{t-p} = \mu + e_t \dots\dots 8$$

Jika digunakan operator langkah mundur B , maka persamaan 8 menjadi

$$\phi(B)Y_t = \mu + e_t \dots\dots\dots 9$$

dimana $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$, disebut operator regresi, μ adalah konstanta dan e_t merupakan "white noise" yang berdistribusi normal dengan mean nol dan varians σ_e^2 . Syarat stationer model $AR(p)$

Pada model persamaan 9, operator $\phi(B)$ dapat dipandang fungsi dalam B . Sehingga dapat dikatakan $\phi(B) = 0$ merupakan persamaan karakteristik dalam proses tersebut. Syarat kestasioneran menghendaki bahwa nilai mutlak dari persamaan karakteristik harus lebih besar dari satu atau $|B| > 1$.

Misal model AR(1)

$$1 - \phi(B) = 0$$

$$\phi_1 B = 1$$

$$B = \phi_1^{-1}$$

Jika $|B| > 1$ maka didapat

$$|\phi_1| < 1 \quad \text{atau} \quad -1 < \phi_1 < 1$$

Model AR(2)

$$1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 = 0$$

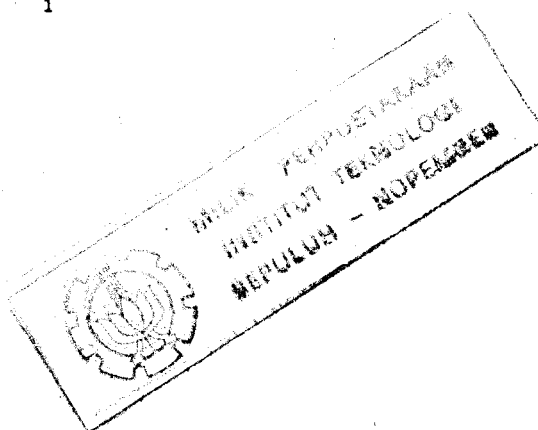
Jika $|B| > 1$ maka

$$\phi_2 + \phi_1 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$-1 < \phi_2 < 1$$

(Box dan Jenkins, 1976)



3.5 Model Moving Average (MA)

Bila suatu pengamatan pada urutan t bergantung pada penyimpangan pada saat t dan sebelumnya sepanjang q periode, maka modelnya berupa model moving average berordo q , yang sering disingkat $MA(q)$ atau $ARIMA(0,0,q)$. Jadi model moving average hanya mengendalikan error

(penyimpangan) dari deret pengamatan. Secara umum dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$Y_t = \mu + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \dots\dots\dots 10$$

Jika digunakan operator langkah mundur B, maka persamaan 10 menjadi

$$Y_t = \mu + \Theta(B)e_t \dots\dots\dots 11$$

dimana $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ disebut operator moving average berordo q, μ adalah konstanta dan e_{t-1} ($i = 1, 2, \dots, q$) sebagai "white noise" yang berdistribusi normal dengan mean nol dan varians σ_e^2 .

Syarat invertibel model MA(q)

Seperti halnya stationer model AR(p), $\Theta(B)$ dapat dipandang sebagai fungsi dalam B, sehingga persamaan karakteristik $\Theta(B) = 0$. Model MA(q) dapat dikatakan invertibel jika nilai mutlak akar persamaan karakteristik lebih besar satu.

Misal model MA(1)

$$1 - \theta_1 B = 0$$

dimana $|B| > 1$ sehingga

$$|\theta_1| < 1 \quad \text{atau} \quad -1 < \theta_1 < 1$$

Model MA(2)

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0$$

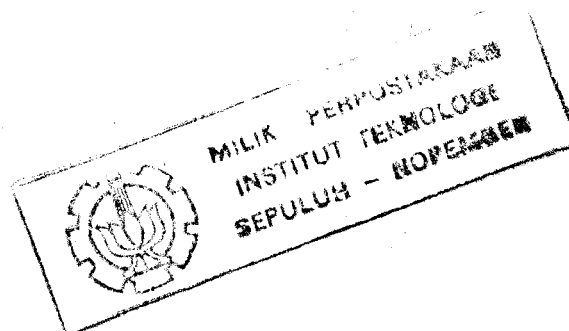
Jika $|B| > 1$ maka

$$\theta_2 + \theta_1 < 1$$

$$\theta_2 - \theta_1 < 1$$

$$-1 < \theta_2 < 1$$

(Box dan Jenkins, 1976)



3.6 Model Autoregressive dan Moving Average (ARMA)

Model ini merupakan gabungan antara model AR(p) dan MA(q) sehingga disebut ARMA(p,q) atau ARIMA(p,0,q), dengan bentuk persamaan

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad 12$$

$$\text{atau } \phi(B)Y_t = \mu + \theta(B)e_t$$

$$\text{dimana } \phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\mu = \text{konstanta}$$

e_{t-1} sebagai white noise yang berdistribusi normal dengan mean nol dan varians σ^2 .

Agar persamaan 12 merupakan model yang stationer dan, maka model tersebut harus memenuhi syarat stationer dan invertibilitasnya. Syarat stationer model mengikuti AR dan syarat invertible mengikuti model MA.

Misal model ARMA(1,1) maka syaratnya

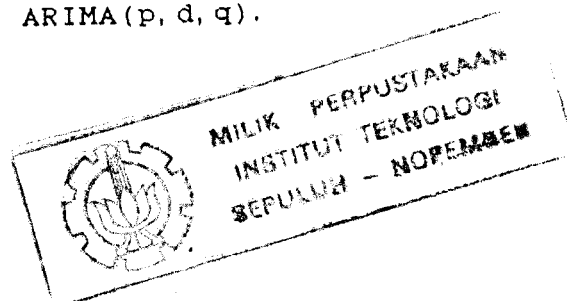
$$\text{- stationer } |\phi_1| < 1$$

$$\text{- invertible } |\theta_1| < 1$$

3.7 Model Integrated

Suatu proses dikatakan non stationer jika proses tersebut mempunyai mean, varians yang tidak konstan untuk sembarang waktu pengamatan.

Model time series yang non stationer dapat dinyatakan sebagai proses autoregressive integrated moving average orde (p,d,q) atau disingkat ARIMA(p,d,q).



dimana p adalah order dari parameter autoregressive

d adalah besaran yang menyatakan berapa kali dilakukan differencing pada proses sehingga menjadi proses yang stationer.

q adalah orde dari parameter moving average

Pada umumnya, tidak semua observasi time series membentuk proses yang stationer. Untuk mendapatkan proses yang stationer, maka hal-hal yang menyebabkan proses menjadi non stationer harus dihilangkan, dengan melakukan differencing di antara observasinya dengan harapan untuk suatu derajat differencing ke d akan terjadi proses yang stationer.

Misal model autoregressive

$$\phi(B)Y_t = e_t$$

tidak memenuhi syarat kestationeran maka dilakukan differencing sampai d kali. Sehingga modelnya menjadi

$$\phi(B)(1 - B)^d Y_t = e_t \dots\dots\dots 13$$

$$\text{atau } \phi(B)v_d Y_t = e_t$$

dimana $\phi(B)$ merupakan autoregressive yang telah memenuhi syarat kestationeran, dan $v_d = (1 - B)^d$.

Jika dimisalkan bahwa $v_d Y_t = W_t$ maka persamaan 13 tidak lain adalah model autoregressive bagi W_t . Dalam hal ini deret waktu W_t dikatakan sebagai hasil differensi ordo ke d dari deret Y_t . Sebaliknya, Y_t merupakan hasil integrasi dari W_t . Oleh karena itu model 13 disebut model autoregressive integrated berordo p dan d , atau disingkat $ARI(p, d)$ atau $ARIMA(p, d, 0)$. Sedangkan v_d disebut operator differensi, dan d disebut ordo differensi.



Model lain yang berlaku bagi deret waktu non stationer adalah moving average terintegrasi atau IMA(d, q) atau ARIMA(0, d, q) dinyatakan dalam bentuk

$$(1 - B)^d Y_t = \Theta(B) e_t$$

$$\text{atau } \nabla^d Y_t = \Theta(B) e_t \dots\dots\dots 14$$

$$\text{dimana } \Theta(B) = 1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_q B^q$$

Berikutnya model ARIMA(p, d, q) dinyatakan sebagai berikut

$$\phi(B) (1 - B)^d Y_t = \Theta(B) e_t$$

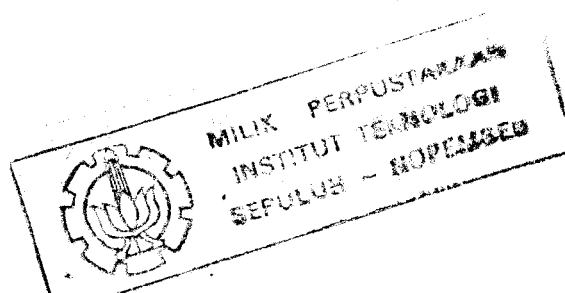
$$\text{atau } \phi(B) \nabla^d Y_t = \Theta(B) e_t \dots\dots\dots 15$$

Karena model-model terintegrasi merupakan model stationer bagi deret $W_t = (1 - B)^d Y_t$, maka ciri-ciri model ini mengikuti ciri-ciri model stationer yang telah dibicarakan sebelumnya.

3.8 Model ARIMA Multiplikasi

Jika deret waktu Y_t dibangkitkan oleh suatu proses stokhastik yang bersifat periodik pada setiap selang waktu tertentu, maka proses tersebut digambarkan sebagai model musiman.

Fungsi Autokorelasi dan Parsial Autokorelasi juga dapat menunjukkan adanya pengaruh musiman dalam proses pembangkit time series. Pengaruh ini ditandai oleh nilai Autikorelasi dan Parsial Autokorelasi yang memencil secara berulang pada periode-periode musim tertentu. Misalkan sifat proses tersebut berulang pada setiap s satuan waktu, maka modelnya dinyatakan sebagai berikut :



- Model ARIMA(p, 0, 0) (P, 0, 0)_s

$$\phi(B)\phi_s(Bs) = e_t \dots\dots\dots 16$$

- Model ARIMA(p, d, 0) (P, D, 0)_s

$$\phi(B)\phi_s(Bs) V_d V_s D Y_t = e_t \dots\dots\dots 17$$

- Model ARIMA(0, 0, q) (0, 0, Q)_s

$$Y_t = \Theta(B)\Theta_s(Bs) e_t \dots\dots\dots 18$$

- Model ARIMA(0, d, q) (0, D, Q)_s

$$V_d V_s D Y_t = \Theta(B)\Theta_s B_s e_t \dots\dots\dots 19$$

- Model ARIMA(p, 0, q) (P, 0, Q)_s

$$\phi(B)\phi_s B_s Y_t = \Theta(B)\Theta_s B_s e_t \dots\dots\dots 20$$

- Model ARIMA(p, d, q) (P, D, Q)_s

$$\phi(B)\phi_s B_s V_d V_s D Y_t = \Theta(B)\Theta_d(Bs) e_t \dots\dots\dots 21$$

Dimana

p = orde dari autoregresi untuk faktor non musiman
q = Orde dari moving average untuk faktor non musiman

P = Orde autoregresi untuk faktor musiman

Q = Orde moving average untuk faktor musiman

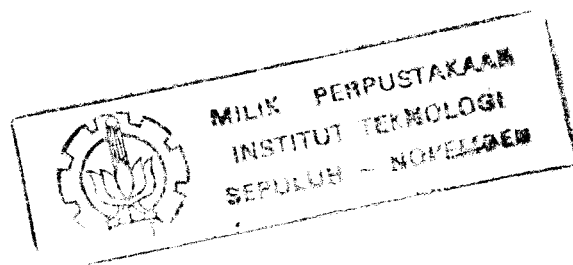
d = orde differensi untuk faktor non musiman

D = Orde differensi musiman

s = periode musiman

$V_s D = (1 - B^s)^D$ = Orde operator musiman

Dari persamaan diatas dapat diketahui bahwa untuk $D \geq 1$ atau $d \geq 1$, maka persamaan tersebut merupakan pernyataan model multiplikatif terintegrasi, yang berlaku



bagi deret waktu tidak stationer. Sedangkan untuk $D = 0$ dan $d = 0$, model tersebut berlaku bagi deret waktu stationer.

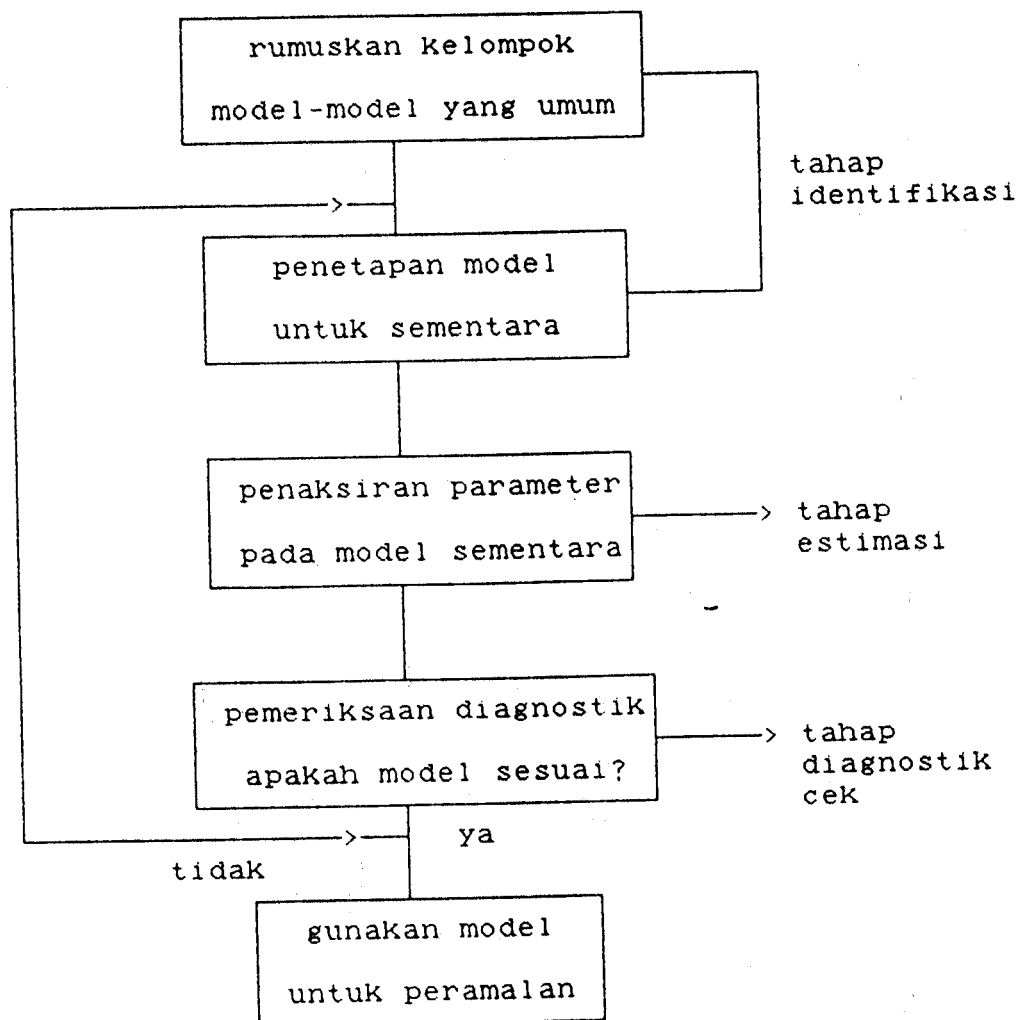
3.9 Strategi Pembentukan Model

Untuk menentukan suatu model dalam analisa time series, banyak hal yang perlu diperhatikan. Box dan Jenkins (1976) secara efektif telah berhasil mencapai kesepakatan mengenai informasi yang diperlukan untuk memahami dan memakai model-model ARIMA untuk deret berkala univariate. Dari dasar pendekatan tersebut dirangkum didalam tiga tahap yaitu :

- identifikasi
- estimasi (taksiran parameter)
- diagnostik cek



Dan dapat digambarkan sebagai berikut :



Gambar 3.1 Algoritma Perumusan Model ARIMA

untuk lebih jelasnya dapat diuraikan masing-masing tahap sebagai berikut :

3.9.1 Identifikasi

Identifikasi adalah merupakan suatu prosedur untuk menentukan secara kasar suatu model yang mewakili data yang nantinya berguna untuk analisis lebih lanjut.

Langkah awal tahap identifikasi adalah memeriksa apakah data yang ada stationer atau non stationer. Sifat stationer data dapat dilihat dari plot $ACF(\rho_k)$. Data dikatakan stationer jika plot ACF nya cenderung menurun (menuju) nol dengan cepat, dan dapat dikatakan non stationer jika plot ACF-nya tidak cenderung menurun (lambat). Plot data pengamatan dapat membantu memastikan sifat kestasioneran deret waktu. Jika data bersifat non stationer maka dicoba melakukan diferensi untuk menghilangkan sifat non stationer.

ACF (Autocorrelation Function Sampel) adalah ukuran korelasi antara Y_t dengan Y_{t+k} untuk lag k , dimana :

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)}{\sum_{t=1}^N [(Y_t - \mu)^2 (Y_{t+k} - \mu)^2]^{1/2}} \quad \dots\dots 22$$

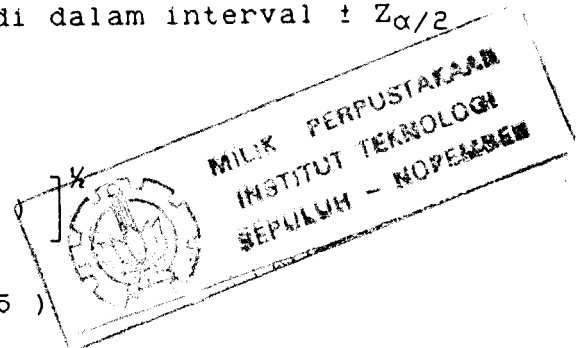
dimana $K = 1, 2, \dots$

Data observasi dikatakan independent, jika harga autokorelasinya dan PACF berada di dalam interval $\pm Z_{\alpha/2}$ standart error, dimana

$$SE(\rho_k) = \left[\frac{1}{N} (1 + 2 \sum_{k=1}^K \rho_k) \right]^{1/2}$$

(Box dan Jenkins, 1976 halaman 35)

Langkah selanjutnya adalah menghitung PACF(ϕ_{kk}) yang dapat ditentukan dengan persamaan Yule Walker, yang



ditulis dalam bentuk matrix sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_2 & \rho_3 & \dots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_3 & \dots & \rho_{k-2} \\ \rho_1 & \rho_2 & 1 & \dots & \rho_{k-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \phi_{k3} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix}$$

..... 23

dimana $k = 1, 2, 3, \dots$

$\rho_1, \rho_2, \rho_3, \dots, \rho_k$ merupakan koefisien Autokorelasi untuk $k = 1$ maka $\phi_{11} = \rho_1$

$$\text{untuk } k = 2 \text{ maka } \phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

PACF(ϕ_{kk}) atau Partial Autokorelation Sampel adalah mengukur secara terpisah dampak autokorelasi yang satu terhadap autokorelasi yang lain. Setelah ρ_k dan ϕ_{kk} diperoleh, maka diharapkan dapat digunakan untuk menentukan model time series secara kasar.

$$SE(\phi_{kk}) = \left(\frac{1}{N} \right)^{\frac{1}{2}}$$

(Box dan Jenkins, 1976 halaman 65)

Secara statistik ρ_k dan ϕ_{kk} dianggap nol jika berada dalam interval. Untuk lebih jelasnya, akan diberikan

Karakteristik 5 macam model proses ARIMA(p, d, q), yaitu :

PROSES ARIMA	ACF	PACF
1 d 0	turun secara eksponensial	harga $\phi_{11} = 0$, yang lain cenderung mendekati nol
2 d 0	turun secara eksponensial atau seperti gelombang sinus	harga $\phi_{11}=0$ dan $\phi_{22}=0$, yang lain cenderung mendekati nol
0 d 1	harga $\int_1 = 0$, yang lain cenderung mendekati nol	turun secara eksponensial
0 d 2	harga $\int_1 = 0$ dan $\int_2 = 0$ yang lain cenderung mendekati nol	turun secara eksponensial atau seperti gelombang sinus
1 d 1	turun secara eksponensial dari lag pertama	turun secara eksponensial dari lag pertama

(Box dan Jenkins, 1976)

3.9.2 Taksiran Parameter

Estimasi parameter merupakan langkah kedua dalam melaksanakan proses strategi pembentukan model. Setelah berhasil menetapkan identifikasi model secara sementara, selanjutnya menetapkan besarnya parameter yang ada dalam model. Jika tujuan dari estimasi ini adalah menentukan "best estimasi" untuk parameter yang ada pada gagasan model yang telah diidentifikasi.

Ada dua cara yang mendasar untuk mendapatkan parameter-parameter tersebut :

1. Dengan cara mencoba-coba (trial and error), menguji beberapa nilai yang berbeda dan memilih satu nilai tersebut (atau sekumpulan nilai, apabila terdapat lebih dari satu parameter yang akan ditaksir) yang meminimumkan sum of square residuals.
2. Perbaiki secara iteratif, memilih taksiran awal dan kemudian membiarkan program komputer memperhalus penaksiran tersebut secara iteratif.

Sebelum mengestimasi parameter model, terlebih dahulu dilakukan pendugaan / estimasi awal dari parameter model. Karena parameter model mempunyai hubungan dengan $\hat{\rho}$ (ACF), maka estimasi awal untuk parameter model dapat diperoleh dari hubungan tersebut.

- Untuk model AR(p) hubungan antara harga ACF dan parameternya dinyatakan dalam persamaan Yule Walker, yaitu :

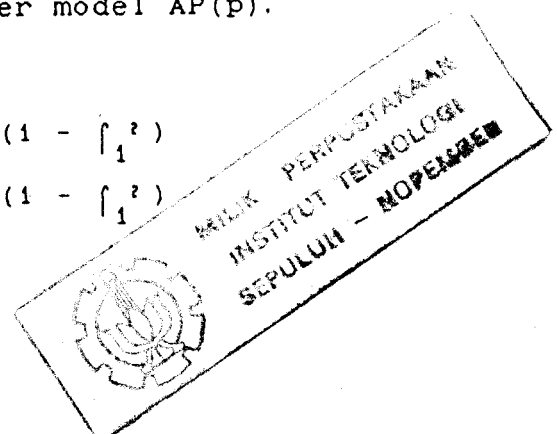
$$\begin{aligned}\hat{\rho}_1 &= \phi_1 + \phi_2 \hat{\rho}_1 + \dots + \phi_p \hat{\rho}_{p-1} \\ \hat{\rho}_2 &= \phi_1 \hat{\rho}_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p \hat{\rho}_{p-2} \\ &\dots\dots\dots \\ \hat{\rho}_p &= \phi_1 \hat{\rho}_{p-1} + \phi_2 \hat{\rho}_{p-2} + \dots + \phi_p\end{aligned}$$

Sebagai penduga awal bagi parameter model AP(p).

Misal AR(1) maka $\phi_1 = \hat{\rho}_1$

AR(2) maka $\phi_1 = \hat{\rho}_1 (1 - \hat{\rho}_2) / (1 - \hat{\rho}_1^2)$

$\phi_2 = (\hat{\rho}_2 - \hat{\rho}_1^2) / (1 - \hat{\rho}_1^2)$



- Untuk model MA(q) hubungan antara ACF dan parameternya dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \int_k &= \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2} ; k = 1, 2, 3, \dots, q \\ &= 0 ; k > q \end{aligned}$$

Sebagai penduga awal bagi parameter model MA(q)

Misal MA(1) maka $\int_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} ; \int_k = 0, k \geq 2$

MA(2) maka $\int_1 = \frac{[-\theta_1(1 - \theta_2)]}{[1 + \theta_1^2 + \theta_2^2]} ; \int_k = 0, k \geq 3$

$$\int_2 = \frac{-\theta_2}{[1 + \theta_1^2 + \theta_2^2]}$$

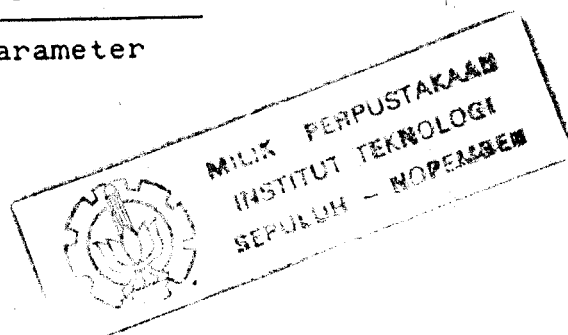
Dari persamaan diatas didapatkan 2 nilai yaitu θ_{11} dan θ_{22} , oleh sebab itu harus dipilih harga θ_{11} yang memenuhi syarat invertible yaitu $|\theta_{11}| < 1$ untuk $i = 1$ dan 2. Karena pendugaan parameter model ARIMA dilakukan dengan cara iterasi, maka hasil dari pendugaan awal ini akan digunakan sebagai nilai awal dari proses iterasi. Disamping ini dilakukan pengujian terhadap parameter model dengan hipotesa sebagai berikut :

Ho : estimasi parameter = 0

H1 : Ho

Pengujian hipotesa ini dilakukan dengan menghitung statistik uji rasio yaitu :

$$T \text{ rasio} = \frac{\text{estimasi parameter}}{\text{S. E parameter}}$$



Dengan menggunakan $\alpha = 5 \%$ maka

$$| T_{\text{rasio}} | < t_{\alpha/2; n-1} ; \text{Ho diterima}$$

$$| T_{\text{rasio}} | > t_{\alpha/2; n-1} ; \text{Ho ditolak}$$

Bila Ho diterima berarti parameternya tidak significant dan sebaliknya bila Ho ditolak berarti parameternya cukup significant.

Untuk menentukan/memastikan apakah perlu memasukkan konstanta kedalam model, maka dilakukan pengujian sebagai berikut :

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : H_0$$

Pengujian hipotesa ini dilakukan dengan menghitung statistik uji T rasio yaitu :

$$T_{\text{rasio}} = \frac{\bar{w}}{S_w}$$

dimana w = rata-rata dari deret waktu yang stationer

$$S_w = \frac{N \sum w_t^2 - (\sum w_t)^2}{N(N-1)}$$

dengan menggunakan tingkat kepercayaan $\alpha = 5 \%$ maka

$$| T_{\text{rasio}} | > t_{\alpha/2; n-1} ; \text{Ho ditolak}$$

$$| T_{\text{rasio}} | < t_{\alpha/2; n-1} ; \text{Ho diterima}$$

Bila Ho ditolak maka perlu memasukkan konstanta kedalam model, dan sebaliknya bila Ho diterima maka tidak perlu memasukkan konstanta kedalam model.

3. 9. 3 Diagnostik Cek

Setelah berhasil menaksir nilai-nilai parameter dari model ARIMA yang ditetapkan sementara, selanjutnya perlu dilakukan pemeriksaan diagnostik cek untuk membuktikan bahwa model tersebut cukup memadai.

Yang dilakukan dalam diagnostik cek adalah menganalisa residualnya untuk melihat apakah masih terdapat beberapa pola yang belum diperhitungkan. Adapun tujuan dari pengujian model ini adalah untuk menentukan model yang diuji tersebut sesuai atau tidak sesuai. Hal-hal yang perlu diuji dalam langkah ini antara lain pemeriksaan residual yang dihasilkannya sudah bersifat menyerupai white noise, yaitu independent untuk setiap residualnya dan residual berdistribusi normal.

Uji hipotesanya adalah

$$H_0 : \int_1(a) = \int_2(a) = \dots = \int_K(a) = 0$$

$$H_1 : H_0$$

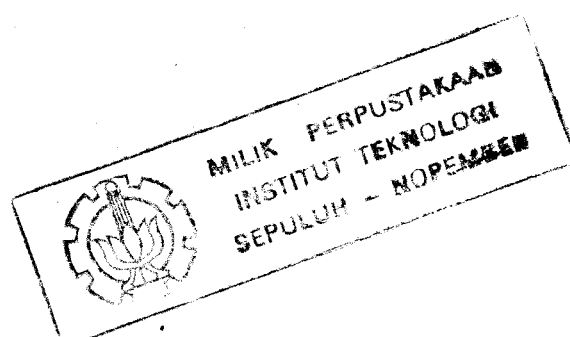
Pemeriksaan sifat residual tersebut dilakukan dengan menghitung uji statistik Q Ljung dan Box, yaitu :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \int_k^2(a) \dots \dots \dots 24$$

$$\text{Sedangkan } \int_k(a) = \frac{\sum e_t e_{t+k}}{\sum e_t^2} \dots \dots \dots 25$$

dimana $K = 1, 2, 3, \dots, K$

Karena Q mempunyai sebaran chi-square dengan derajat kebebasan K dikurangi banyaknya parameter model, maka



Kaidah Keputusan bagi pengujian diatas adalah :

$$Q = \begin{cases} \leq \chi^2_{\alpha; k-r} & , \text{ maka model sesuai dan residualnya independent} \\ > \chi^2_{\alpha; k-r} & , \text{ maka model tidak sesuai dan residualnya dependent} \end{cases}$$

Dalam hal ini, r adalah banyaknya parameter model

k adalah jumlah lag residual yang dihitung

Seandainya model tidak sesuai maka proses kembali ketahap identifikasi. Uji residual dapat juga dilihat dari plot RACF (Residual Autocorelation Function).

3.10 Overfitting

Salah satu prosedur diagnostik cek yang dikemukakan Box dan Jenkins adalah overfitting yaitu dengan menambah satu atau lebih parameter kedalam model yang dihasilkan pada tahap identifikasi. Model yang dihasilkan dari overfitting dijadikan sebagai model alternatif yang kemudian dicari model yang terbaik diantara model-model yang significant.

3.11 Evaluasi Peramalan

Evaluasi peramalan dilakukan dengan cara menghitung presentase penyimpangan nilai ramalan terhadap data actual, disamping memeriksa apakah data actual masuk dalam selang peramalan. Evaluasi peramalan ini dilakukan jika nilai residual menunjukkan bahwa model cukup signifikan.

$$\text{evaluasi peramalan} = \frac{\frac{\text{nilai actual} - \text{peramalan}}{\text{nilai actual}}}{\text{banyaknya peramalan}} \times 100\%$$

..... 26

3.12 Uji Kenormalan

Untuk pengujian apakah residual berdistribusi normal atau tidak dengan menggunakan plot normal. Langkah yang ditempuh adalah et diurutkan menurut urutan dari terkecil sampai terbesar kemudian di plot terhadap probabilitas Pt.

$$Pt = \frac{100(t - 1/2)}{n} \quad \dots\dots\dots 27$$

dimana n adalah banyaknya residual (et) dalam pembentukan model.

Jika plot residual menunjukkan kecenderungan membentuk garis lurus diagonal maka asumsi et berdistribusi normal dipenuhi.

3.13 Peramalan

Peramalan dilakukan jika model yang ditimbulkan dengan melalui langkah-langkah dalam pembentukan model telah dinyatakan layak untuk peramaln.

Sebagai contoh jika model peramalan adalah ARIMA(1, 0, 0)

$$(1 - \phi_1 B)Y_t = \mu + e_t$$

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = \mu + e_t$$

Model taksiran untuk peramaln adalah :

$$\hat{Y}_t = \mu + \phi_1 \hat{Y}_{t-1}$$

Konfiden interval untuk Y_t

Konfiden interval adalah batas interval untuk peramalan dengan kaidah probabilistik.

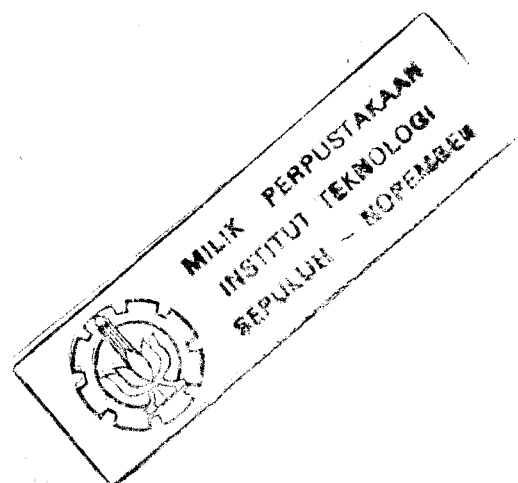
Cara tersebut lebih dikenal dengan 95 % konfiden interval. Hal ini dapat diartikan bahwa pendugaan berkali-kali dengan cara yang sama, maka dugaan dari hasil peramalan akan tercakup dalam interval 95 % konfiden interval. jadi kesalahan duga hanya sebesar 5% .

$$Y_t \pm Z_{\alpha/2} [1 + \sum W_j^2]^{1/2} S.E \dots\dots\dots 28$$

dimana

$$W_j = \phi_1 W_{j-1} + \dots + \phi_{p+d} W_{j-p-d} - \bar{\theta}_j$$

S.E adalah standart error residual



BAB III .

A N A L I S I S

3.1 Analisis Time Series Data Penjualan Produk Tegel.

3.1.1 Identifikasi

Descriptif Data Penjualan Produk Tegel

Jumlah observasi	= 138
Rata-rata	= 2834,78
Varians	= 2,54543E7
Standart Deviasi	= 5041,95
Nilai minimum	= 100
Nilai maksimum	= 32219
Median	= 1087,5

Langkah pertama yang dilakukan dalam analisis ini adalah melakukan identifikasi, untuk menentukan stationeran dari data menentukan model awal. Dari descriptif tersebut terlihat bahwa fluktuasi data berada di sekitar nilai rata-rata meskipun terdapat sedikit pencilan-pencilan data yang menyebabkan varian dari data ini cukup besar, tapi dari descriptif data ini sudah menunjukkan bahwa data pada kondisi yang stationer.

Dari plot Autokorelasi (ACF) Gambar (3.2) dan plot Partial Autokorelasi (PACF) Gambar (3.3) memberi dukungan bagi stationeran data, dari plot ACF terdapat pemunculan pada lag-18 yang menunjukkan bahwa terdapat pola dengan

periode 18 dari data, hal ini diperkuat dengan plot PACF, dugaan pertama model ini adalah ARIMA(0,0,0)(1,0,0)¹⁸

3.1.2. Perumusan Model

$$(1 - \phi_1 B^{18})(Z_t - \mu) = a_t$$

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t$$

3.1.3. Penaksiran Parameter Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸

Tabel (3.1) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸

ESTIMATION BEGINS

ITERATION 1: RESIDUAL SUM OF SQUARES 3.32122E9

SUMMARY OF FITTED MODEL

parameter	estimate	std.error	t-value	prob(> t)
SAR(18)	.22375	.09339	2.39588	.01815
MEAN	2892.11350	546.94694	5.28774	.00000
CONSTANT	2834.78261			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 2.81313E7 WITH 118 DEGREES OF FREEDOM.

CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 12.8373

WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE = 0.846795

Syarat dari Kestasioneran untuk faktor musiman data:

$|\phi_1| < 1$. Harga ϕ_1 ditemukan $\phi_1 = 0,22375$ jadi syarat kestasioneran untuk faktor musiman terpenuhi.

3.1.4. Pengujian Parameter Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸

Pengujian Parameter AR(1) untuk faktor musiman

Hipotesis

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 2,39588$$

$$T_{(134; 0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(134; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter β_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter Mean (μ)

Hipotesis

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 10,64873$$

$$T_{(133; 0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(133; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter rata-rata harus ada dalam model.

Dari pengujian-pengujian tersebut maka model adalah signifikan atau dapat dikatakan sebagai model yang benar.

3.1.5. Diagnostik Cek

Untuk melihat apakah suatu model baik dipakai sebagai suatu model, dengan artian residual dari model tersebut tidak bias atau dikatakan bahwa residual tersebut White Noise dan berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$.

Hipotesis

$H_0 : \Gamma_1 = \Gamma_2 = \Gamma_3 = \dots = \Gamma_{20} = 0$

$H_1 : \text{Ada salah satu harga } \Gamma_k \text{ yang tidak sama dengan nol.}$

Uji Statistik

$$Q = 12,8373$$

$$\chi^2 (19; 0,95) = 30,1435$$

Karena $Q < \chi^2 (19; 0,95)$ maka H_0 diterima, residual dari model tersebut adalah bebas.

Untuk memperjelas pengujian diatas dapat dilihat dari plot Residual ACF (Gambar 3.4) dan Plot Residual PACF (Gambar 3.5). Dari kedua gambar tersebut terlihat bahwa pada semua time lag yang tampak pada gambar masuk pada batas interval, yang berarti bahwa residual pada tiap time lag-nya adalah bebas.

Untuk membuktikan apakah residual dari model ARIMA (1,0,1) berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$ bisa dilihat dari Plot Probabilitas Normal (Gambar 3.7), dari gambar tersebut terlihat bahwa plot cenderung membentuk garis lurus dan hal tersebut membuktikan bahwa residual berdistribusi normal $N(\mu, \sigma^2)$.

Dari serangkaian pengujian yang ada pada sub Bab Diagnostik cek ini maka dapat diambil kesimpulan bahwa model tersebut bisa dipakai karena mempunyai residual yang bersifat random atau tidak bias.



3.1.6. Evaluasi Peramalan

Untuk meyakinkan apakah hasil ramalan yang telah dibuat sesuai atau bisa digunakan maka perlu dilihat hasil ramalan tersebut dengan realisasi yang ada di bawah ini disajikan 5 buah realisasi peramalan dibanding dengan peramalan model ARIMA (0, 0, 0) (1, 0, 0)¹⁸.

Tabel (3.2) Evaluasi Peramalan dengan Model ARIMA (0, 0, 0) (1, 0, 0)¹⁸

No.	Ramalan Bawah	Ramalan	Ramalan Atas	Data Asli
1	0	2627,39	13023	2564
2	0	2412,82	12808,4	2105
3	0	2283,04	12678,7	1985
4	0	2916,25	13311,9	2354
5	0	2312,13	12707,8	2345

Dari evaluasi model tersebut dapat dilihat bahwa hasil peramalan jika dibanding dengan realisasi data asli masuk dalam selang peramalan. Dari kenyataan tersebut dapat disimpulkan bahwa model tersebut selain benar juga baik digunakan sebagai model peramalan.

3.1.7. Overfitting

Untuk membandingkan apakah model yang telah dibuat merupakan model yang terbaik maka digunakan perbandingan dengan model yang lain.

— Model ARIMA (1, 0, 2)

Perumusan Model .

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)a_t$$

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 2)

Tabel (3.3) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 2)

ITERATION 3: RESIDUAL SUM OF SQUARES 135052
 ITERATION 4: RESIDUAL SUM OF SQUARES 134564

SUMMARY OF FITTED MODEL

parameter	estimate	stnd.error	t-value	prob(> t)
AR (1)	.85216	.18734	4.54886	.00001
MA (1)	.77013	.20499	3.75583	.00026
MA (2)	.01438	.09789	.14638	.88345
MEAN	41.23062	4.18923	9.84191	.00000
CONSTANT	6.29598			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 1019.42 WITH 132 DEGREES OF FREEDOM.
 CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 20.3464
 WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE-NOISE = 0.256897

Syarat dari Kestasioneran Data : $|\phi_1| = 1$. Harga ϕ_1 ditemukan $\phi_1 = 0.84984$ jadi syarat kestasioneran terpenuhi.

Syarat dari Invertibilitas data :

$$\theta_2 + \theta_1 < 1 \quad ; \quad \theta_2 - \theta_1 < 1 \quad ; \quad |\theta_2| < 1$$

Diketahui $\theta_1 = 0.76887$

$$\theta_2 = 0.01005$$

$$\theta_2 + \theta_1 = 0.77892 \quad ; \quad \theta_2 - \theta_1 = 0.75882$$

Karena semua syarat-syarat terpenuhi maka syarat invertibilitas terpenuhi.

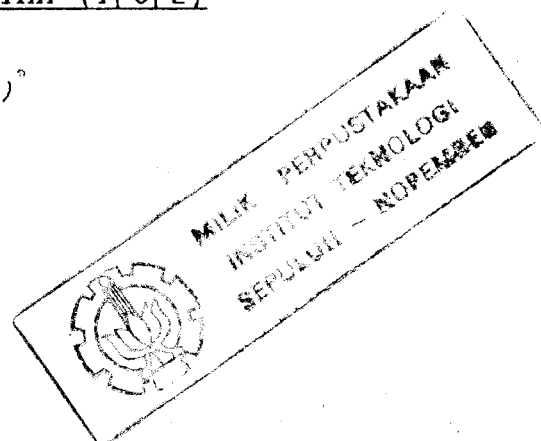
Pengujian Parameter Model ARIMA (1, 0, 2)

Pengujian Parameter AR(1)

Hipotesis

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$



Uji Statistik

$$T_{hitung} = 4,63497$$

$$T(131; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T(131; 0,025)$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter ϕ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(1)

Hipotesis

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 3,82068$$

$$T(131; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T(131; 0,025)$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter θ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(2)

Hipotesis

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 0,10232$$

$$T(131; 0,025) = 2$$

karena $T_{hitung} < T(131; 0,025)$ maka H_0 diterima, jadi parameter θ_2 tidak boleh ada dalam model.

*Pengujian Parameter Mean (μ)**Hipotesis*

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 9,59989$$

$$T_{(131;0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(131;0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter rata-rata (μ) harus ada dalam model.

Dari pengujian parameter dari model tersebut membuktikan bahwa model ARIMA (1,0,2) adalah model yang tidak benar. Jadi model ARIMA (1,0,1) merupakan model yang terbaik dibanding dengan model yang lain.

3.2 Analisis Time Series Data Penjualan Produk Batako.**3.2.1 Identifikasi***Descriptif Data Penjualan Produk Batako*

Jumlah observasi = 143

Rata-rata = 2441,08

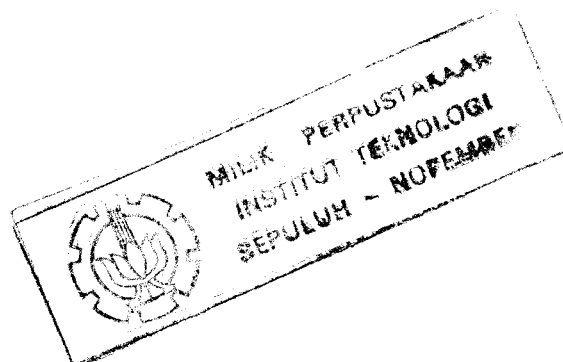
Varians = 3,42367E6

Standart Deviasi = 1850,32

Nilai minimum = 150

Nilai maksimum = 9900

Median = 1975



Pada tahap identifikasi ini bisa dilihat pada tabel (3.1b) deskriptif dari data realisasi penjualan produk Batako, dari tabel tersebut terlihat bahwa variance dari data tersebut relative besar (yaitu $3,33913E6$). Dari plot data asli (Gambar 3.1b) juga terlihat bahwa fluktuasi data memang terlihat berada di sekitar nilai rata-rata tapi masih ada beberapa data yang letaknya agak jauh dari sekitar nilai rata-rata. Untuk memperkecil nilai simpangan tersebut maka dilakukan transformasi akar terhadap data asli (Gambar 3.2b), pada gambar tersebut tampak bahwa fluktuasi datanya berada disekitar nilai rata-rata dan varians dari data tersebut tampak konstan.

Dari uraian diatas dapat disimpulkan bahwa dengan transformasi akar data berada pada kondisi yang stasioner. Hal tersebut dibuktikan juga dari plot ACF (Gambar 3.3b) dan plot PACF (Gambar 3.4b). Dari kedua plot tersebut tampak bahwa pada lag-6 harganya cukup tinggi (tidak signifikan dengan nol), hal tersebut memberi informasi bahwa ada faktor musiman dengan 6 periode musiman.

Setelah dilakukan estimasi model maka ditemukan model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$ merupakan model yang terbaik.

3.2.2. Perumusan Model

Model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \theta_1 B)(1 - \omega_1 B^6)a_t$$

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \omega_1 a_{t-6} - \theta_1 a_{t-1} + \theta_1 \omega_1 a_{t-7}$$

3.2.3. Penaksiran Parameter Model ARIMA (1,0,1)(0,0,1)⁶

Tabel (3.4) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA(1,0,1)(0,0,1)⁶

ESTIMATION BEGINS				
ITERATION 1: RESIDUAL SUM OF SQUARES 3.31722E9				

SUMMARY OF FITTED MODEL				

parameter	estimate	std.error	t-value	prob(> t)
AR (1)	.03390	.09038	.37508	.70828
SAR(18)	.22162	.09391	2.35695	.01993
MEAN	2895.77193	573.19747	5.05196	.00000
CONSTANT	2738.68150			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 2.83377E7 WITH 117 DEGREES OF FREEDOM.				
CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 12.3061				
WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE = 0.831037				

Syarat dari Kestasioneran Data : $|\phi_1| = 1$. Harga ϕ_1 ditemukan $\phi_1 = 0,74046$ jadi syarat Kestasioneran terpenuhi.

Syarat dari Invertibilitas data : $|\theta_1| = 1$. Harga θ_1 ditemukan $\theta_1 = 0,56446$ jadi syarat Invertibilitas terpenuhi.

Syarat dari Invertibilitas untuk faktor musiman : $|\omega_1| = 1$
 Harga ω_1 ditemukan $\omega_1 = -0,28471$ jadi syarat Invertibilitas pada faktor musimannya terpenuhi.

3.2.4. Pengujian Parameter Model ARIMA (1,0,1)(0,0,1)⁶

Pengujian Parameter AR(1)

Hipotesis

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 3,65028$$

$$T(144; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(144; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter ϕ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(1) faktor non-musiman.

Hipotesis

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 2,30094$$

$$T_{(144; 0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(144; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter θ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(1) faktor musiman.

Hipotesis

$$H_0 : \omega_1 = 0$$

$$H_1 : \omega_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = -3,30288$$

$$T_{(144; 0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(144; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter ω_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter Mean (μ)

Hipotesis

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 16,65026$$

$$T_{(144; 0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(144; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikan atau dengan kata lain bahwa parameter rata-rata harus ada dalam model.

Dari pengujian-pengujian tersebut maka model adalah signifikan atau dapat dikatakan sebagai model yang benar.

3.2.5. Diagnostik Cek

Untuk melihat apakah apakah suatu model baik dipakai sebagai suatu model, dengan artian residual dari model tersebut tidak bias atau dikatakan bahwa residual tersebut White Noise dan berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$.

Hipotesis

$$H_0 : \Gamma_1 = \Gamma_2 = \Gamma_3 = \dots = \Gamma_{20} = 0$$

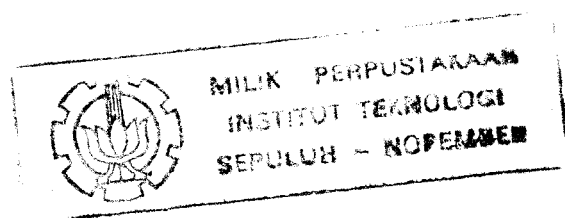
H_1 : Ada salah satu harga Γ_k yang tidak sama dengan nol.

Uji Statistik

$$Q = 15,4023$$

$$X^2_{(16; 0,95)} = 26,6$$

Karena $Q < X^2_{(16; 0,95)}$ maka H_0 diterima, residual dari model tersebut adalah bebas.



Untuk memperjelas pengujian diatas dapat dilihat dari plot Residual ACF (Gambar 3.5b) dan Plot Residual PACF (Gambar 3.5b). Dari kedua gambar tersebut terlihat bahwa pada semua time lag yang tampak pada gambar masuk pada batas interval, yang berarti bahwa residual pada tiap time lag-nya adalah bebas.

Untuk membuktikan apakah residual dari model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$ berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$ bisa dilihat dari Plot Probabilitas Normal (Gambar 3.7b), dari gambar tersebut terlihat bahwa plot cenderung membentuk garis lurus dan hal tersebut membuktikan bahwa residual berdistribusi normal $N(\mu, \sigma^2)$.

Dari serangkaian pengujian yang ada pada sub Bab Diagnostik cek ini maka dapat diambil kesimpulan bahwa model tersebut bisa dipakai karena mempunyai residual yang bersifat random.

3.2.6. Evaluasi Peramalan

Untuk meyakinkan apakah hasil ramalan yang telah dibuat sesuai atau bisa digunakan maka perlu dilihat hasil ramalan tersebut dengan realisasi yang ada di bawah ini disajikan 5 buah realisasi peramalan dibanding dengan peramalan model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$.

Tabel (3.5) Evaluasi Peramalan dengan Model ARIMA(1, 0, 1) (0, 0, 1)6

No.	Ramalan Bawah	Ramalan	Ramalan Atas	Data Asli
1	14.277998	46.068401	77.858803	33.1662
2	10.818966	43.097983	75.377000	31.6228
3	10.961624	39.505424	72.049223	46.9042
4	14.245258	46.933321	79.621385	44.1588
5	12.876203	45.643093	78.409983	56.5685

Dari evaluasi model tersebut dapat dilihat bahwa hasil peramalan jika dibanding dengan realisasi data asli masuk dalam selang peramalan. Dari kenyataan tersebut dapat disimpulkan bahwa model tersebut selain benar juga baik digunakan sebagai model peramalan.

3.2.7. Overfitting

Untuk membandingkan apakah model yang telah dibuat merupakan model yang terbaik maka digunakan perbandingan dengan model yang lain.

— Model ARIMA (1, 0, 1)

Perumusan Model

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \theta_1 B)a_t$$

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 1)

Tabel (3.6) Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 1)

Summary of Fitted Model for: BATAAKAR.var1				
Parameter	Estimate	Std. error	T-value	P-value
AR (1)	.82209	.13015	6.31638	.00000
MA (1)	.64742	.17382	3.72474	.00028
MEAN	46.13149	2.62913	17.54626	.00000
CONSTANT	8.20733			

Estimated white noise variance = 273.207 with 145 degrees of freedom.
 Estimated white noise standard deviation (std err) = 16.529
 Chi-square test statistic on first 20 residual ACF = 28.0779
 with probability of a larger value given white noise = 0.0608789
 Backforecasting: no Number of iterations performed: 6

Syarat dari Kestasioneran Data : $|\phi_1| = 1$. Harga ϕ_1 ditemukan $\phi_1 = 0,82209$ jadi syarat kestasioneran terpenuhi.

Syarat dari Invertibilitas data : $|\theta_2| < 1$
diketahui harga $\theta_2 = 0,54742$ jadi syarat invertibilitas terpenuhi.

Pengujian Parameter Model ARIMA (1, 0, 1)Pengujian Parameter AR(1)

Hipotesis

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 6,31638$$

$$T_{(145; 0,025)}^* = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(145; 0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikan atau dengan kata lain bahwa parameter ϕ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(1)

Hipotesis

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 3,72474$$

$$T(145; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T(145; 0,025)$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter θ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter Mean (μ)

Hipotesis

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 17,54652$$

$$T(145; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T(145; 0,025)$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter rata-rata (μ) harus ada dalam model.

Dari pengujian parameter diatas menunjukkan bahwa model adalah benar.

Diagnostik Cek Model ARIMA (1, 0, 1)

Untuk melihat apakah apakah suatu model baik dipakai sebagai suatu model, dengan artian residual dari model

tersebut tidak bias atau dikatakan bahwa residual tersebut White Noise dan berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$.

Hipotesis

$H_0 : \Gamma_1 = \Gamma_2 = \Gamma_3 = \dots = \Gamma_{20} = 0$

$H_1 : \text{Ada salah satu harga } \Gamma_k \text{ yang tidak sama dengan nol.}$

Uji Statistik

$$Q = 28,0779$$

$$X^2(17; 0,05) = 27,5871$$

Karena $Q > X^2(17; 0,05)$ maka H_0 diterima, dengan kata lain bahwa residual dari model tersebut secara serentak tidak bebas.

Karena dari pengujian residual tersebut ternyata tidak bebas maka model tidak dapat dipergunakan sebagai model peramalan karena diantara time lag-nya masih ada saling ketergantungan, dan model ARIMA (1,0,1) tidak bisa digunakan sebagai model peramalan.

— Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶

Perumusan Model

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \omega_1 B^6)a_t$$

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \omega_1 a_{t-6}$$



Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶Tabel (3.7) *Keluaran Komputer Tentang Penaksiran Parameter Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶*

Summary of Fitted Model for: BATAAKAR.var1				
Parameter	Estimate	Std. error	T-value	P-value
AR (1)	.18932	.08201	2.30869	.02237
SMA(6)	-.29876	.08133	-3.67351	.00034
MEAN	46.12345	2.11090	21.85019	.00000
CONSTANT	37.39114			

Estimated white noise variance = 266.375 with 145 degrees of freedom.
 Estimated white noise standard deviation (std err) = 16.321
 Chi-square test statistic on first 20 residual ACF = 19.1589
 with probability of a larger value given white noise = 0.382102
 Backforecasting: no Number of iterations performed: 4

Syarat dari Kestasioneran Data : $|\phi_1| = 1$. Harga ϕ_1 ditemukan $\phi_1 = 0,18932$ jadi syarat kestasioneran terpenuhi.

Syarat dari Invertibilitas pada faktor musiman data $|\omega_1| < 1$ diketahui harga $\omega_1 = -0,29876$ jadi syarat invertibilitas untuk faktor musimannya terpenuhi.

Pengujian Parameter Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶Pengujian Parameter AR(1)

Hipotesis

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

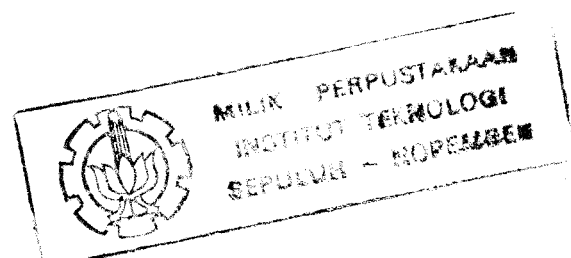
$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 2,30869$$

$$T(145; 0,025) = 2$$

Karena $T_{hitung} > T(145; 0,025)$ maka H_0 ditolak, jadi



model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter ϕ_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter MA(1) Pada Faktor Musiman

Hipotesis

$$H_0 : \omega_1 = 0$$

$$H_1 : \omega_1 \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = -3,67351$$

$$T_{(145;0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(145;0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter ω_1 harus ada dalam model.

Pengujian Parameter Mean (μ)

Hipotesis

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

Uji Statistik

$$T_{hitung} = 21,85019$$

$$T_{(145;0,025)} = 2$$

Karena $T_{hitung} > T_{(145;0,025)}$ maka H_0 ditolak, jadi model signifikans atau dengan kata lain bahwa parameter rata-rata (μ) harus ada dalam model.

Dari pengujian parameter diatas menunjukkan bahwa model adalah benar.

Diagnostik Cek Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶

Untuk melihat apakah apakah suatu model baik dipakai sebagai suatu model, dengan artian residual dari model tersebut tidak bias atau dikatakan bahwa residual tersebut White Noise dan berdistribusi Normal $N(0, \sigma^2)$.

Hipotesis

$H_0 : \Gamma_1 = \Gamma_2 = \Gamma_3 = \dots = \Gamma_{20} = 0$

$H_1 : \text{Ada salah satu harga } \Gamma_k \text{ yang tidak sama dengan nol.}$

Uji Statistik

$$Q = 19,1589$$

$$X^2 (17; 0,05) = 27,5871$$

Karena $Q < X^2 (17; 0,05)$ maka H_0 diterima, residual dari model tersebut adalah bebas.

Jadi model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶ adalah model yang benar dan baik digunakan sebagai model peramalan. Tetapi dengan melihat residual dari model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶ mempunyai varians yang cukup besar bila dibandingkan dengan model ARIMA (1, 0, 1) (0, 0, 1)⁶.

Dari perbandingan dengan model ARIMA (1, 0, 1) dan model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)⁶ maka dapat diambil kesimpulan bahwa model ARIMA (1, 0, 1) (0, 0, 1)⁶ adalah model yang terbaik bila dibandingkan dengan model yang lain.

BAB IV

PEMBAHASAN

5.1 Pembahasan Model Time Series Data Realisasi Penjualan Tegel

Data realisasi penjualan tegel diambil dari data penjualan bulan Februari 1987 sampai dengan bulan Oktober 1989 dan model peramalannya adalah sebagai berikut :

Model ARIMA (1,0,1) dengan perumusan model persamaan

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \theta_1 B)a_t$$

atau

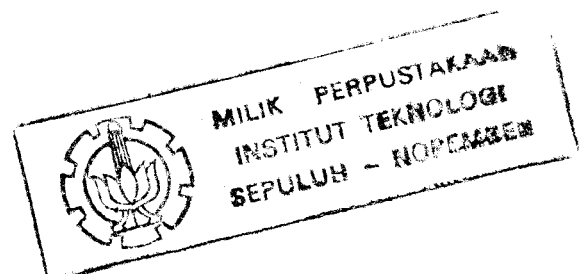
$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$Z_t = 42,82437 + 0,83861(Z_{t-1} - 42,82437) + a_t - 0,74983a_{t-1}$$

Dari model tersebut dapat diartikan bahwa

"Realisasi penjualan produk tegel dipengaruhi harga rata-rata penjualan mingguan disamping itu juga dipengaruhi penjualan minggu sebelumnya sebesar 83,86 % ditambah pengaruh dari kesalahan dikurangi kesalahan seminggu sebelumnya sebesar 74,88 %"

Dengan menggunakan model diatas dapat digunakan untuk meramalkan penjualan minggu-minggu berikutnya, di sini ditampilkan hasil peramalan 14 bulan berikutnya, karena pada tahap identifikasi telah dilakukan transformasi



akar maka untuk meramalkan keadaan dimasa datang harus mengkuadratkan kembali hasil ramalan model ARIMA (1,0,1) di atas, dan hasil peramalannya adalah sebagai berikut :

Tabel (5.1) Peramalan Model ARIMA (1,0,1) Data Realisasi Penjualan Tegel Di Tahun 1989

Bulan	Batas bawah	Ramalan	Batas Atas
November			
Minggu Ke-1	0	1699.91	10993.5
Minggu Ke-2	0	1721.42	11056.5
Minggu Ke-3	0	1739.72	11109.2
Minggu Ke-4	0	1754.77	11151.4
Desember			
Minggu Ke-1	0	1767.36	11185.2
Minggu Ke-2	0	1777.47	11214.8
Minggu Ke-3	0	1786.75	11240.2
Minggu Ke-4	0	1794.37	11259.3

5.2 Pembahasan Model Time Series Data Realisasi Penjualan Batako

Data realisasi penjualan batako diambil dari data penjualan bulan Februari 1987 sampai dengan bulan Oktober 1989 dan model peramalannya adalah sebagai berikut :

Model ARIMA (1,0,1)(0,0,1)⁶ dengan perumusan model persamaan

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \mu) = (1 - \theta_1 B)(1 - \omega_1 B^6)a_t$$

atau

$$Z_t = \mu + \phi_1(Z_{t-1} - \mu) + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \omega_1 a_{t-6} + \omega_1 \theta_1 a_{t-7}$$

$$Z_t = 46,11450 + 0,74046(Z_{t-1} - 46,11450) + a_t - 0,56446a_{t-1} + 0,28471a_{t-6} - 0,1607a_{t-7}$$

Dari model tersebut dapat diartikan bahwa

"Realisasi penjualan produksi Batako dipengaruhi harga rata-rata ditambah 74,05 % realisasi penjualan minggu sebelumnya ditambah faktor kesalahan yang terjadi minggu ini dikurangi 56,45 % faktor kesalahan minggu yang lalu ditambah 28,47 % faktor kesalahan enam minggu sebelumnya dikurangi 16,07 % faktor kesalahan tujuh minggu sebelumnya"

Dengan menggunakan model diatas dapat digunakan untuk meramalkan penjualan minggu-minggu berikutnya, di sini ditampilkan hasil peramalan 14 bulan berikutnya, karena pada model dilakukan transformasi akar maka untuk melakukan peramalan dilakukan pengkuadratkan kembali dari hasil model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$ di atas, dan hasil peramalannya adalah sebagai berikut :

Tabel (5.2) Peramalan Model ARIMA $(1, 0, 1)(0, 0, 1)^6$ Data Realisasi Penjualan Tegel Di Tahun 1989

Bulan	Batas bawah	Ramalan	Batas Atas
November			
Minggu Ke-1	221.571	6481.11	2274.84
Minggu Ke-2	138.711	6488.77	2131.23
Minggu Ke-3	136.248	6501.45	2130.01
Minggu Ke-4	134.851	6507.99	2129.11
Desember			
Minggu Ke-1	134.045	6511.26	2128.45
Minggu Ke-2	133.572	6512.84	2127.95
Minggu Ke-3	133.290	6513.53	2127.59
Minggu Ke-4	133.118	6513.79	2127.32

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Setelah Dilakukan analisa terhadap data-data yang telah diperoleh dari Bagian Administrasi perusahaan Tegel dan Batako CV. WM & Co dapat diperoleh Kesimpulan sebagai berikut :

— *Model Realisasi Penjualan produksi Tegel adalah sebagai berikut :*

$$Z_t = 6,91142 + 0,83861Z_{t-1} + a_t - 0,74983a_{t-1}$$

Keterangan:

Z_{t-1} = Realisasi penjualan satu minggu yang lalu.

a_t = Kesalahan peramalan pada minggu ini.

a_{t-1} = Kesalahan peramalan dua minggu yang lalu.

atau dapat diartikan sebagai berikut :

" Realisasi penjualan mingguan produksi Tegel dipengaruhi constanta sebesar 6,01142 ditambah 83,861% penjualan sebelumnya ditambah faktor kesalahan yang terjadi pada minggu ini dikurangi 74,98% faktor kesalahan yang terjadi pada minggu sebelumnya"



— Model realisasi Permintaan produksi Batako adalah sebagai berikut :

$$Z_t = 11,9685 + 0,74046Z_{t-1} + a_t - 0,56446a_{t-1} + 0,28471a_{t-6} - 0,1607a_{t-7}$$

Keterangan :

Z_{t-1} = Realisasi penjualan satu minggu yang lalu.

a_t = Kesalahan peramalan pada minggu ini.

a_{t-1} = Kesalahan peramalan dua minggu yang lalu.

a_{t-6} = Kesalahan peramalan enam minggu yang lalu.

a_{t-7} = Kesalahan peramalan tujuh minggu yang lalu.

atau dapat dikatakan sebagai berikut :

" Realisasi penjualan produksi Batako dipengaruhi konstanta 11,9685 ditambah dengan 74,05% penjualan pada minggu sebelumnya ditambah faktor kesalahan yang terjadi sekarang dikurangi faktor kesalahan minggu lalu sebesar 56,45% ditambah faktor kesalahan enam minggu sebelumnya sebesar 28,47% dikurangi 16,07% faktor kesalahan tujuh minggu sebelumnya. "

5.2 Saran - Saran

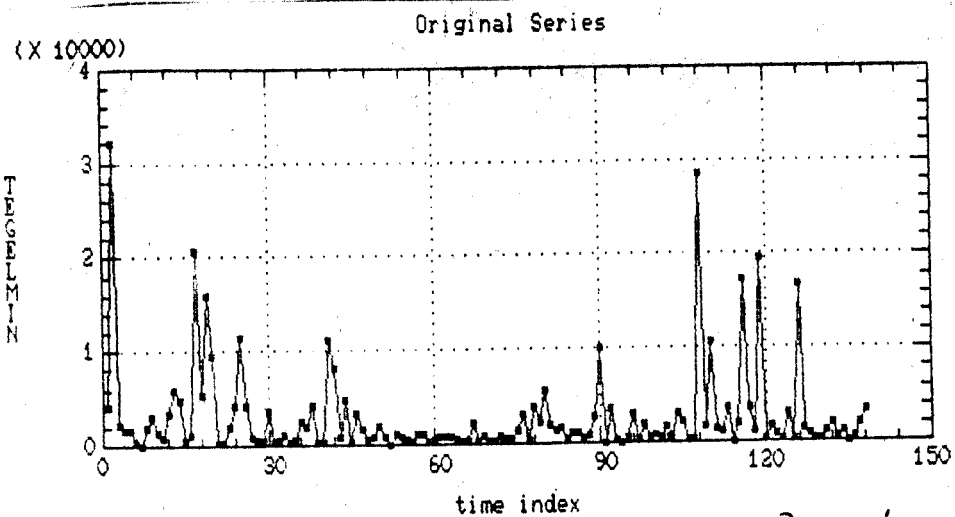
Pembuatan model ARIMA akan menjadi lebih baik, apabila selalu dilakukan updating model (melakukan pemodelan kembali) setelah diperoleh data baru.

DAFTAR PUSTAKA

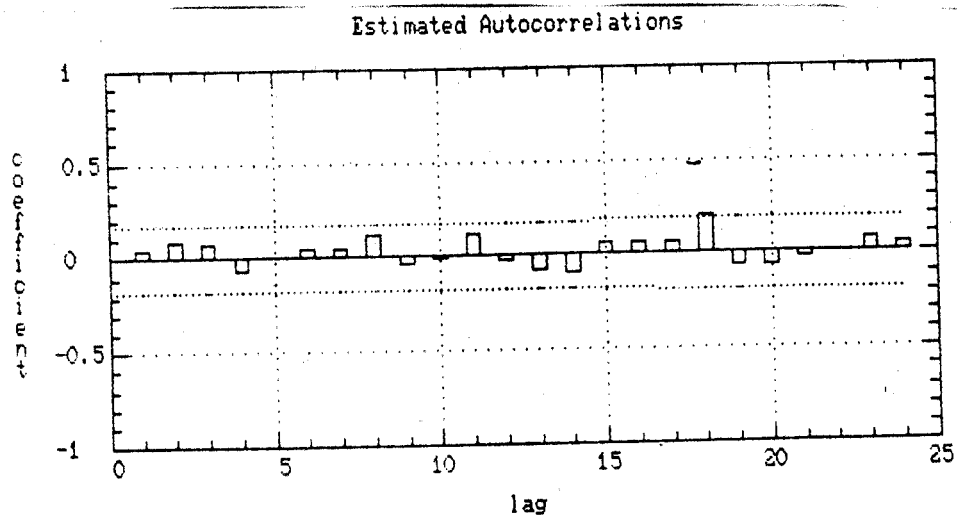
1. Assauri, S. Teknik dan Metoda Peramalan
Jakarta : LPFEUI, edisi satu. 1984.
2. Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, Time Series Analysis
Forecasting and Control. San Fransisco : Holden
Day, review edition. 1976.
4. Untung, S. A dan Abdul Basith, Metode dan Aplikasi
Peramalan. Jakarta : penerbit Erlangga, edisi
kedua 1988.



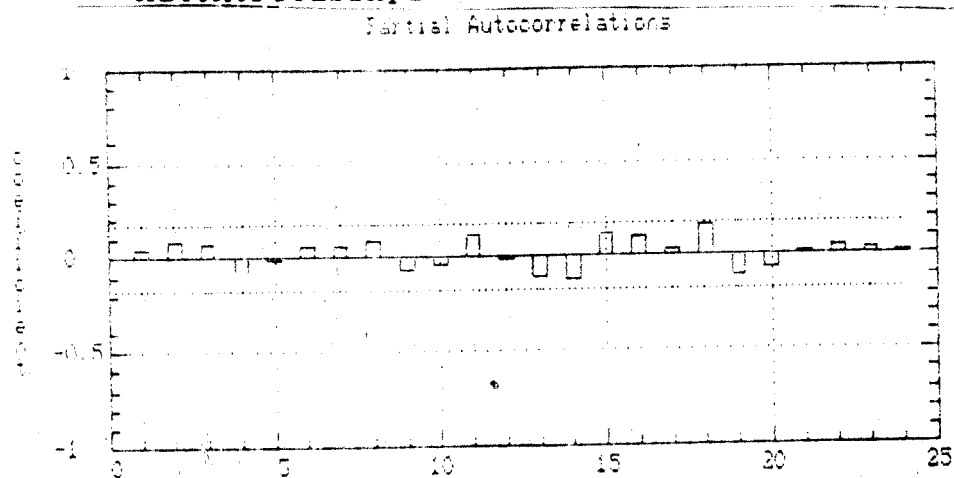
LAMPIRAN



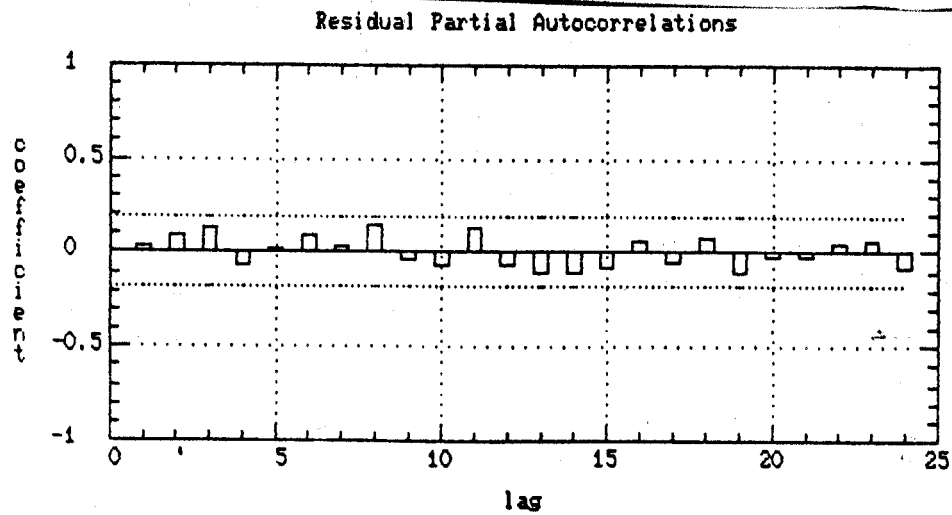
Gambar (3.1) : Plot Data Asli Realisasi Penjualan Produk Tegel



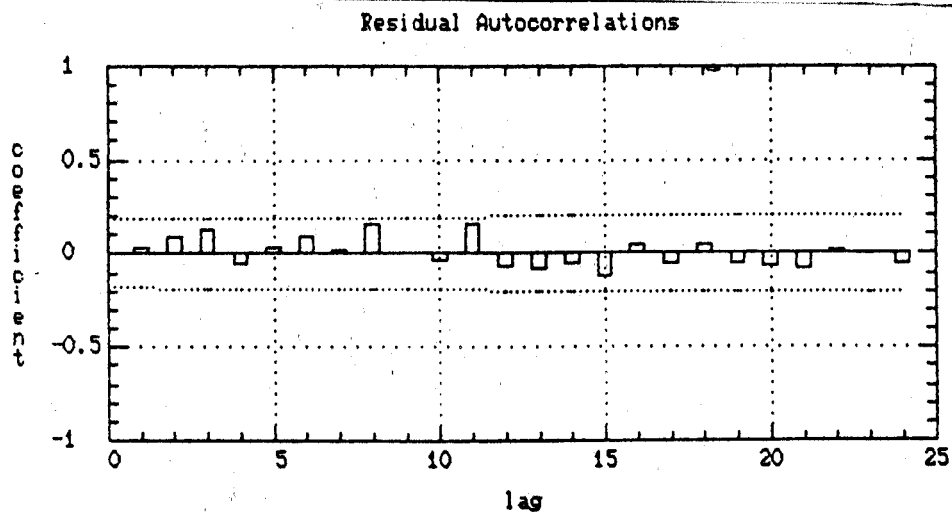
Gambar (3.2) : Plot ACF Dari Data Asli Serta Penaksiran Autokorelasinya



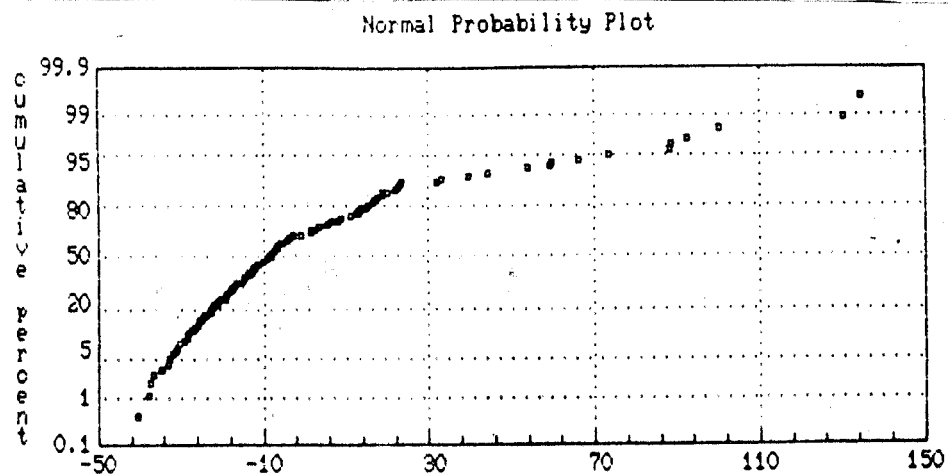
Gambar (3.3) : Plot PACF Serta Estimasi Partial autokorelasi Data Realisasi Penjualan Tegel



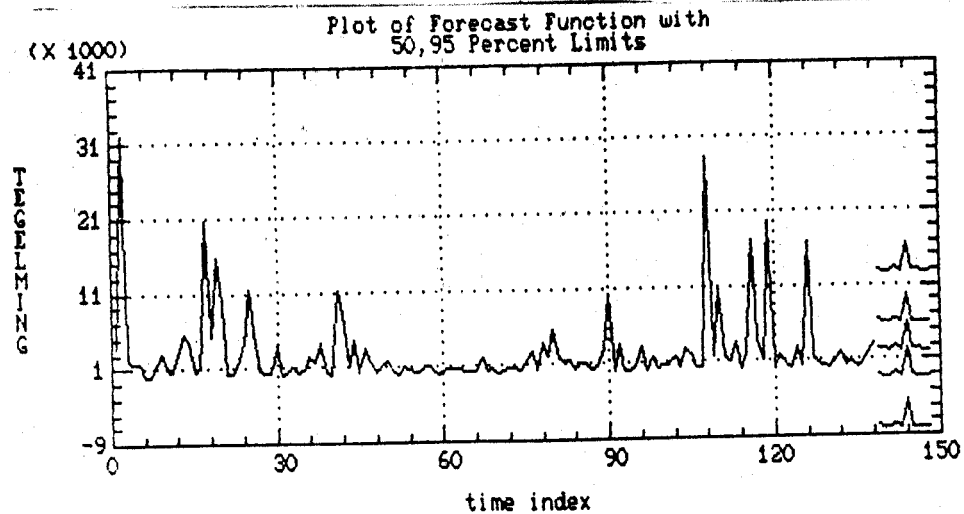
Gambar (3.4) : Plot RACF Dari Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸



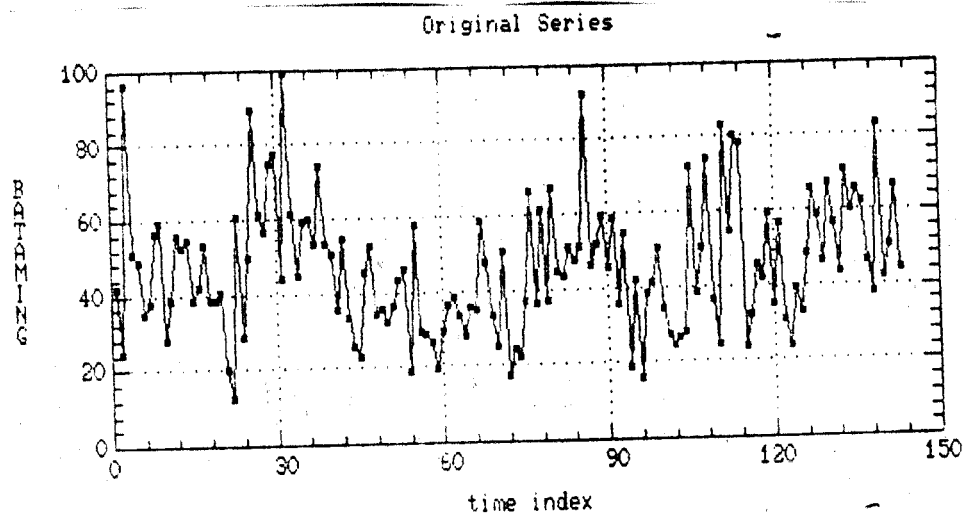
Gambar (3.5) : Plot RACF Dari Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸



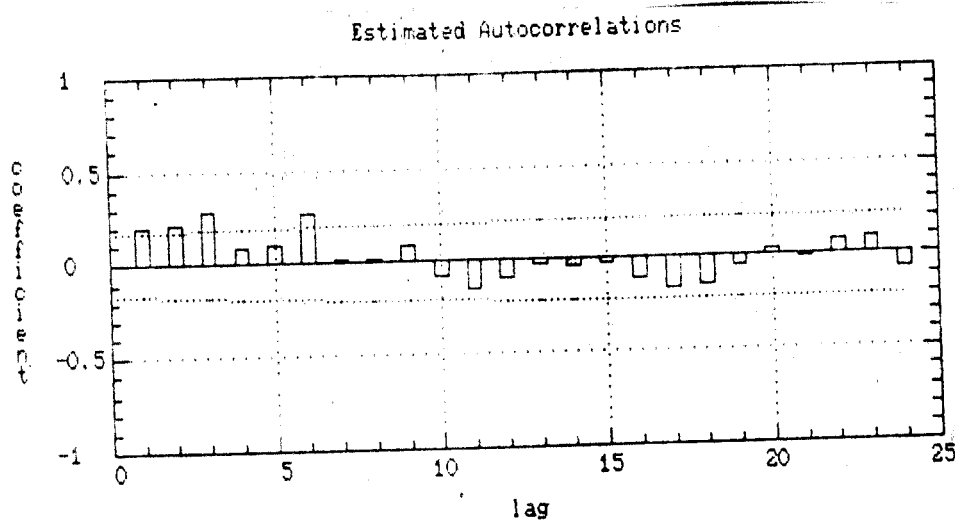
Gambar (3.6) : Plot Normal Dari Residual Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸



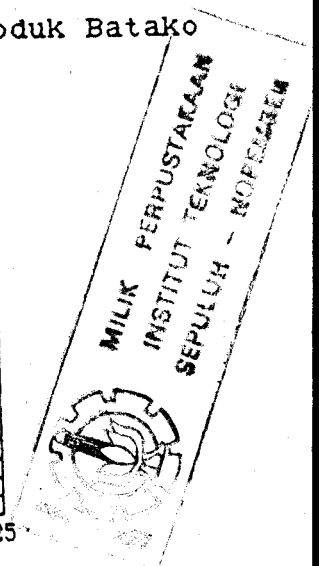
Gambar (3.7) : Plot FORCASE Dari Model ARIMA (0,0,0)(1,0,0)¹⁸

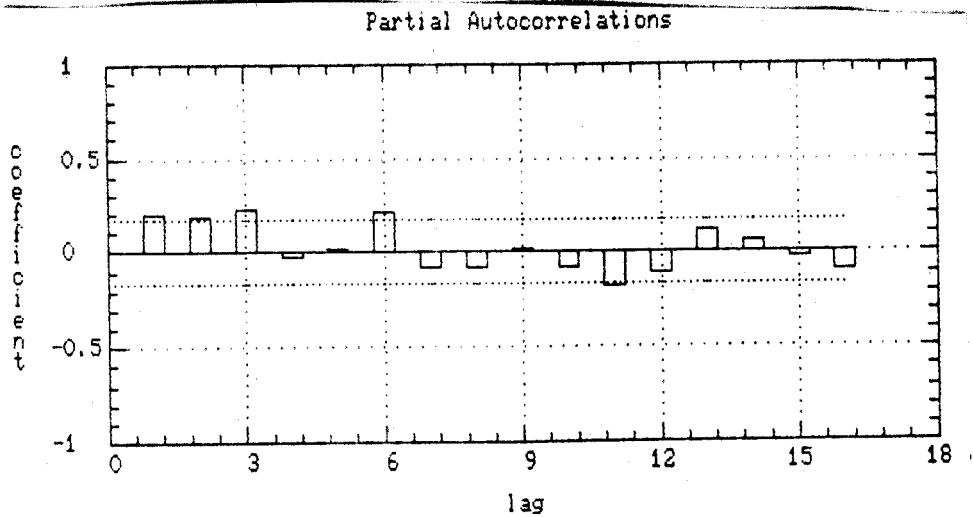


Gambar (3.1b) : Plot Data Asli Realisasi Penjualan Produk Batako

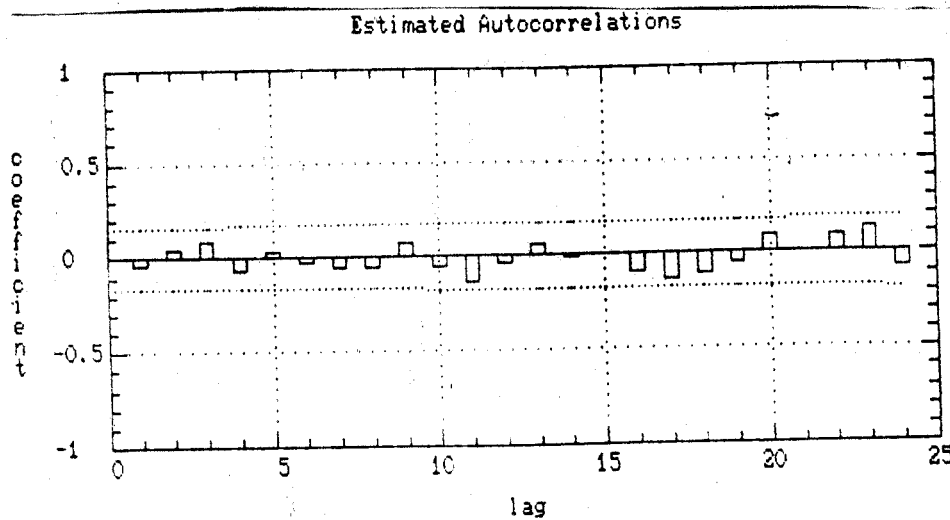


Gambar (3.2b) : Plot ACF Dari Data Realisasi Penjualan Produk Batako

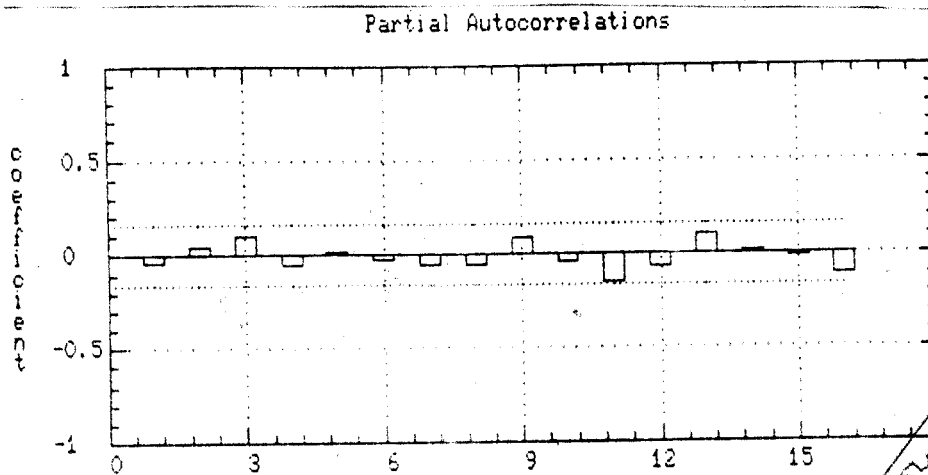




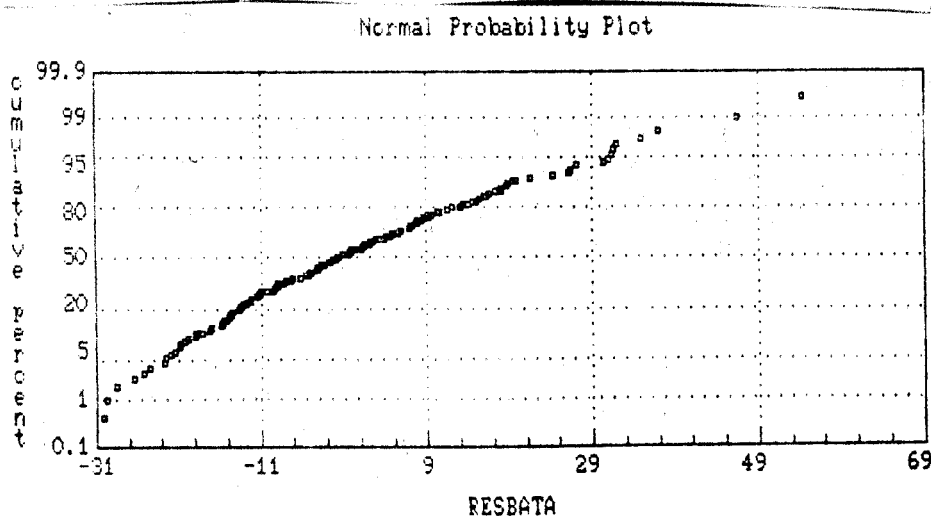
Gambar (3.3b) : Plot PACF Dari Data Realisasi Penjualan Produk Batako



Gambar (3.4b) : Plot RACF Model ARIMA (1, 0, 1) (0, 0, 1)⁶ Data Penjualan Produk Batako



Gambar (3.5b) : Plot RPACF Model ARIMA (1, 0, 1) (0, 0, 1)⁶ Data Penjualan Produk Batako

Gambar (3.7b) : Plot Normal Residual Model ARIMA (1, 0, 1) (0, 0, 1)⁶Tabel (L.1) : Keluaran Komputer Penaksiran Model ARIMA (1, 0, 0) (1, 0, 0)¹⁸
Data Realisasi Penjualan Produk Tegel

ESTIMATION BEGINS

ITERATION 1: RESIDUAL SUM OF SQUARES 3.31722E9

SUMMARY OF FITTED MODEL

parameter	estimate	std.error	t-value	prob(> t)
AR (1)	.03390	.09038	.37508	.70828
SAR (18)	.22162	.09391	2.35995	.01993
MEAN	2885.77193	573.19747	5.05196	.00000
CONSTANT	2738.68150			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 2.82377E7 WITH 117 DEGREES OF FREEDOM.

CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 12.3061

WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE = 0.831037

Tabel (L.2) : Keluaran Komputer Penaksiran Model ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 1)¹⁸
Data Realisasi Penjualan Produk Tegel

ESTIMATION BEGINS

ITERATION 1: RESIDUAL SUM OF SQUARES 3.3154E9

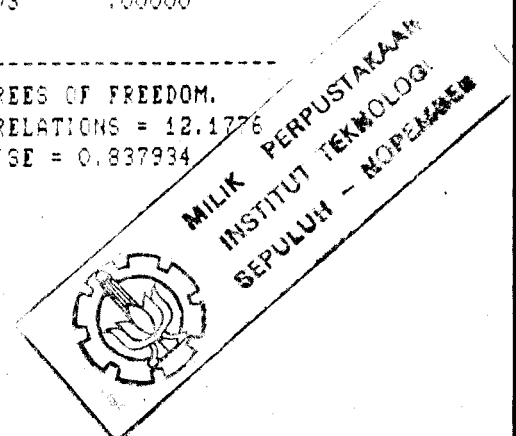
SUMMARY OF FITTED MODEL

parameter	estimate	std.error	t-value	prob(> t)
SAR (18)	.22437	.09399	2.38717	.01858
MA (1)	-.04957	.11694	-.42391	.67241
MEAN	2827.50757	568.44499	5.15003	.00000
CONSTANT	2824.38261			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 2.8219E7 WITH 117 DEGREES OF FREEDOM.

CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 12.1776

WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE = 0.837934



Lampiran - 6

Tabel (L.3) : Keluaran Komputer Penaksiran Model ARIMA (0,0,0)(2,0,0)¹⁸
Data Realisasi Penjualan Produk Tegel

ESTIMATION BEGINS

ITERATION 1: RESIDUAL SUM OF SQUARES 3.319979

SUMMARY OF FITTED MODEL

parameter	estimate	std.error	t-value	prob(> t)
SAR(18)	.22093	.10327	2.13848	.03494
SAR(36)	.02815	.13202	.21323	.83159
MEAN	2922.56757	617.78657	4.73071	.00001
CONSTANT	2834.78261			

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE = 3.35149E7 WITH 99 DEGREES OF FREEDOM.
CHI-SQUARE TEST STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATIONS = 13.1556
WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE = 0.782245

